



Munich Personal RePEc Archive

Are the WEO forecasts biased? The case of Argentina's growth forecast

Frank, Luis

19 August 2021

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/114333/>
MPRA Paper No. 114333, posted 28 Aug 2022 11:56 UTC

¿Son sesgadas las proyecciones de WEO?

El caso de la proyección de crecimiento de Argentina

Luis Frank ^{*†}

Resumen

El trabajo revela la existencia de un sesgo sistemático en las proyecciones de crecimiento del informe WEO para la Argentina. Este sesgo se observa en la proyección de abril del año $t - 1$ y eventualmente en la proyección de septiembre/octubre del mismo año, y no coincide el esquema hallado por otros autores para la proyección de crecimiento global o por grandes grupos de países. La conclusión, sin embargo, depende fuertemente de la validez de la estructura de covarianza de los errores entre proyecciones consecutivas, por lo cual se sugiere considerar esta conclusión provisoria.

Palabras clave: WEO, sesgo, proyección de crecimiento, Argentina

JEL: C820

Abstract

The papers reveals the existence of a systematic bias in WEO's growth forecasts for Argentina. This bias is observed in the projection for April of the year $t - 1$ and eventually in the projection for September/October of the same year, and does not coincide with the scheme found by other authors for the global growth's forecast or for large groups of countries. The conclusion, however, depends strongly on the validity of the covariance structure of the errors for between consecutive forecasts, for which it is suggested to consider this conclusion provisional.

Keywords: WEO, bias, growth forecast, Argentina

JEL: C820

1 Introducción

World Economic Outlook (WEO) es un informe semestral elaborado por el Fondo Monetario Internacional (FMI) para dar cuenta de la evolución de los principales agregados macroeconómicos de cada país. Entre los agregados macro publicados en WEO se destaca la tasa de crecimiento del producto bruto interno (PIB) de cada país, actual y proyectada. Dada la trayectoria del FMI en materia estadística, las proyecciones WEO gozan de gran reputación e incluso son una referencia para documentos de gobierno como el presupuesto nacional. Sin embargo, los detalles metodológicos y de cálculo de las de proyecciones del FMI no son de acceso público, por lo cual las propiedades estadísticas de sus estimadores son en general desconocidas. En los últimos años, algunos autores (ver e.g. [3, 4, 5]) han reportado sesgos en las proyecciones de crecimiento del FMI. En una reciente revisión crítica del organismo [1], por ejemplo, se expresa:

*DNMyP. Secretaría de Política Económica. Ministerio de Economía. Av. Hipólito Yrigoyen 250, C1086AAB. Buenos Aires, Argentina.

†Universidad de Buenos Aires. Facultad de Agronomía. Av. San Martín 4453, C1417DSE. Buenos Aires, Argentina.

Whereas the results show no significant tendency in the World sample for upward or downward bias at the same and next-year horizons, they do point to a tendency for overprediction at the two-year and longer horizons. [...] The growth forecasts of one quarter of all countries are biased upward by more than 1 percentage point at the three to five-year forecast horizons.

El documento de trabajo no reporta sesgos específicos por países y tampoco surge del mismo que el patrón de sesgo hallado a nivel global se replique a nivel país. En consecuencia, cabe preguntarse si las proyecciones de crecimiento para la Argentina son sesgadas y en caso de serlas qué patrón de sesgo siguen. El siguiente trabajo tiene por objeto evaluar si las proyecciones del WEO para la Argentina son sesgadas y medir la magnitud del posible sesgo.

2 Métodos

El informe WEO se publica dos veces por año, en abril y en septiembre u octubre.¹ Históricamente, en el primero se publica una primera proyección de crecimiento del año siguiente. Esta proyección se revisa en septiembre, y nuevamente en abril y septiembre del año siguiente. Es decir, cada tasa de crecimiento se proyecta cuatro veces antes de ser observada. Este esquema básico se mantuvo inalterado al menos desde 1999 hasta 2007, inclusive. A partir de la edición de abril de 2008, WEO extendió la primera proyección cuatro períodos más, es decir hasta 2013, con alguna excepción, como en abril de 2020 en que sólo publicó la proyección hasta 2021. El esquema de revisiones del crecimiento observado es similar: en abril se publica una primera revisión del año anterior y en septiembre una segunda revisión que por lo general es definitiva, aunque con excepciones. Por ejemplo, en abril de 2013, WEO ubicó la tasa de crecimiento de Argentina de 2012 en 1,9 %, pero en octubre de 2014 la corrigió a 0,95 %, en abril de 2015 a 0,80 %, y por última vez, en octubre de 2016, en 1,03 %.

Compilamos las proyecciones de crecimiento del informe WEO [6] para la Argentina desde 1999 hasta el presente. Si bien la cantidad de períodos pronosticados se fue extendiendo a lo largo de los años, nos focalizamos en los primeros cuatro pronósticos de cada año. Es decir, para el año t , por ejemplo, registramos las proyecciones de abril y septiembre de $t - 1$, y de abril y septiembre del mismo año t , ya que a partir de $t + 1$ no se trataría de proyecciones propiamente dichas sino de revisiones. Cada proyección fue modelada con la siguiente especificación

$$\Delta y_{ij} = \mu + \alpha_i + \epsilon_{ij}, \quad \epsilon_{ij} \sim N(0, \sigma_i^2), \quad cov(\epsilon_{ij}, \epsilon_{i'j}) \neq 0, \quad (1)$$

donde Δy_{ij} es la diferencia entre i -ésima proyección del j -ésimo año, $i = 1, \dots, 4$ y $j = 1, \dots, m$, y el crecimiento definitivo, μ es el *sesgo* general de proyección, α_i es un sesgo propio de cada proyección y ϵ_{ij} es el error de pronóstico o proyección. En principio, asumimos que este error es heteroscedástico y que los errores de cada año son interdependientes. Elegimos esta especificación bajo el supuesto de que la incertidumbre disminuye a medida que la proyección se acerca al período pronosticado. Lógicamente, partimos de la hipótesis que tanto μ como α_i con nulos, es decir, que la proyección del FMI es insesgada. Para probar estas hipótesis planteamos una versión reparametrizada del modelo apelando a las *usual constraints* $\sum_i \alpha_i = 0$ mediante las cuales el modelo pasa a ser

$$\Delta y_{ij} = \mu + \alpha_i(\delta_i - \delta_4) + \epsilon_{ij}, \quad (2)$$

¹El segundo informe se publicaba en septiembre hasta 2006 inclusive, pero desde 2007 se publica en octubre. Desde abril de 1999 los informes se hallan informatizados y publicados en la web (<https://www.imf.org/en/Publications/WEO>)

donde δ_i es una delta de Kronecker que toma el valor 1 en la i -ésima proyección o 0 en caso contrario. La estimación de parámetros se realizó en dos etapas. En la primera estimamos los parámetros y los residuales por OLS. En la segunda, ajustamos una regresión auxiliar (i) para estimar consistentemente los desvíos estándar del error de cada proyección, y (ii) para estimar las correlaciones entre los pares $\{e_{ij}, e_{i'j}\}$ como se describe a continuación. El modelo que ajustamos para estimar los desvíos es

$$|e_{ij}| = \beta_0 + \beta_1 i + \nu_{ij}, \quad \nu_{ij} \sim N(0, \sigma_\nu^2). \quad (3)$$

Para estimar los parámetros del modelo (2) construimos dos matrices de ponderadores a partir de una matriz \mathbf{R} de correlaciones $r_{ii'}$ entre los residuales de distintas proyecciones y de una matriz \mathbf{V} similar a la anterior pero de covarianzas $v_{ii'} = r_{ii'} s_i s_{i'}$. Con estas matrices construimos las matrices de ponderadores $(\mathbf{I}_m \otimes \hat{\mathbf{\Omega}})$ para estimar los parámetros de (2) por mínimos cuadrados generalizados o GLS.² Por razones que se harán evidentes más adelante equiparamos $\mathbf{\Omega}$ a la matriz de correlaciones $\rho_{ii'}$ y a la estructura de covarianza $\rho_{ii'} \sigma_i \sigma_{i'} / \sigma^2$ en vez de la covarianza directamente. Optamos por ajustar el modelo (2) con dos matrices $\hat{\mathbf{\Omega}}$ alternativas para evaluar el impacto de la interdependencia de los errores solamente y de la interdependencia y heteroscedastidad simultáneamente en los estadísticos de prueba. La estimación de parámetros se realizó por mínimos cuadrados generalizados factibles o FGLS. Recordemos que este estimador es correcto en la medida que la matriz de varianza-covarianza del error pueda estimarse consistentemente como en nuestro caso.

$$\mathbf{b}_{\text{GLS}} = [\mathbf{X}'(\mathbf{I}_m \otimes \mathbf{\Omega})^{-1} \mathbf{X}]^{-1} \mathbf{X}'(\mathbf{I}_m \otimes \mathbf{\Omega})^{-1} \Delta \mathbf{y}. \quad (4)$$

La hipótesis de sesgo en la proyección fue probada a través de sendos estadísticos F de Wald [2, pp. 92-96]. Por la forma en que definimos la variable dependiente Δy_{ij} (diferencia entre i -ésima proyección del j -ésimo año) habrá evidencia de sesgo si rechazamos las hipótesis $\mu + \alpha_i = 0$ para todo i . Luego, para poner a prueba estas hipótesis recurrimos al estadístico de Wald

$$F = \frac{1}{q} (\mathbf{Rb} - \mathbf{r})' \left\{ s^2 \mathbf{R} [\mathbf{X}'(\mathbf{I}_m \otimes \mathbf{\Omega})^{-1} \mathbf{X}]^{-1} \mathbf{R}' \right\}^{-1} (\mathbf{Rb} - \mathbf{r}) \sim F_{(q, n-k)}, \quad (5)$$

donde $\mathbf{R} = [\mathbf{1}_k, \mathbf{I}_q]$ y $\mathbf{r} = \mathbf{0}_q$, y s^2 es un estimador insesgado de la varianza del error $\mathbf{e}'\mathbf{e}/(n-k)$. No se debe confundir la matriz \mathbf{R} del sistema de restricciones con la matriz homónima de correlaciones mencionada más arriba. Este estadístico de Wald se distribuye, bajo la hipótesis nula, F con $q = 3$ (cantidad de restricciones) y $n - k = 84 - 4 = 80$ grados de libertad. Al observar la expresión (5) se vuelve evidente por qué descompusimos la matriz de covarianzas en el producto de la varianza media por una estructura de covarianza.

3 Resultados

En el apéndice presentamos la estimación de parámetros del modelo (2), sus desvíos estándar y los correspondientes estadísticos t para las especificaciones alternativas de $\mathbf{\Omega}$. Los estadísticos de Wald para cada una de estas especificaciones fueron $F = 2,85$ (modelo de errores interdependientes) y $F = 16,92$ (modelo de errores interdependientes y heteroscedásticos), ambos significativos al 5% - incluso al 1% para la segunda especificación - evidenciando sesgos de proyección en el informe WEO. Estos resultados no surgen de las tablas del apéndice porque las hipótesis de interés para nuestro estudio no son $\mu = 0$ y $\alpha_i = 0$, sino $\mu + \alpha_i = 0$ puestas a prueba con los estadísticos F . Para identificar cuál o cuales proyecciones de la sucesión son sesgadas realizamos pruebas individuales, las cuales presentamos a continuación solamente para la especificación de errores interdependientes y heteroscedásticos.

²Nótese que asumimos que las correlaciones entre errores de distintos años son despreciables.

Cuadro 1: Pruebas de hipótesis individuales sobre el sesgo de proyección $\mu + \alpha_i$.
Modelo de errores interdependientes y heteroscedásticos.

Efecto	Estim.	Desvío	t	p -value
$\mu + \alpha_1$	1,7040	0,9385	1,8158	0,0366
$\mu + \alpha_2$	1,0713	0,8011	1,3372	0,0925
$\mu + \alpha_3$	0,5170	0,7919	0,6528	0,2579
$\mu + \alpha_4$	-0,1158	1,0386	-0,1115	0,5442

La tabla precedente revela un sesgo alcista - del orden de 1,7% - en la primera proyección del año en cuestión, pero no en las siguientes revisiones aunque el estadístico t asociado a la segunda proyección sea también pequeño. En general, se puede ver que el sesgo cae monótonamente desde la primera hasta la cuarta proyección, como cabía esperar a medida que se dispone de mayor información. Conviene aclarar además que los estadísticos t de la tabla no son exactos sino aproximados porque el cálculo de la covarianza entre los estimadores de μ y α_i ha sido aproximado, combinando estimaciones de σ_i obtenidas a través de una regresión auxiliar con estimaciones de coeficientes de correlación $\rho_{ii'}$ obtenidas a a partir de residuales OLS. La evidencia más sólida en relación al sesgo de proyección viene dada, por lo tanto, por las pruebas F antes mencionadas.

4 Conclusión

El ejercicio revela la existencia de un sesgo sistemático en las proyecciones de crecimiento WEO. Este sesgo se observa en la proyección de abril del año $t - 1$ y eventualmente en la proyección de septiembre/octubre del mismo año. El sesgo de la primera proyección (abril del año previo) se halla en el intervalo [0,15%; 3,26%] con una confianza de 95%. Esta conclusión, sin embargo, depende fuertemente de la validez del modelo (2) en cuanto a la naturaleza “fija” de los parámetros, la homogeneidad entre años, la ausencia de interacciones entre ediciones del informe y años a proyectar, y la especificación del error, todos supuestos que deberán revisarse oportunamente. En vista de estas consideraciones y el hecho de que los resultados no pudieron confrontarse con la metodología de proyección del FMI sugerimos considerar estas conclusiones como provisionales.

Referencias

- [1] Celasun O., Lee J., Mrkaic M., and A. Timmermann, 2021. An Evaluation of World Economic Outlook Growth Forecasts 2004-17. IMF Working Paper WP/21/216.
- [2] Greene W., 2006. Econometric Analysis. Sixth Edition. Pearson-Prentice Hall.
- [3] Hadzi-Vaskov M., Antonio Ricci L., Werner A., and R. Zamarripa, 2021. Patterns in IMF Growth Forecast Revisions: A Panel Study at Multiple Horizons. IMF Working Paper WP/21/136
- [4] Ismail K., Perrelli, and Jessie Yang, 2020. Optimism Bias in Growth Forecasts. The Role of Planned Policy Adjustments. IMF Working Paper WP/20/229.
- [5] Timmermann, A. (2007). An Evaluation of the World Economic Outlook Forecasts. IMF Staff Papers, 54(1), 1-33. <http://www.jstor.org/stable/30036001>
- [6] International Monetary Fund, World Economic Outlook. Updates 1999- 2021. Disponibles en <https://www.imf.org/en/Publications/WE0>

A Cuadros de resultados

Los cuadros que siguen muestran los ajustes del modelo (2) con dos estructuras de covarianza alternativas. Recordemos que el modelo (2) ha sido reparametrizado para evitar relaciones de multicolinealidad perfecta. Pero como consecuencia de la reparametrización el efecto de la última proyección debe estimarse indirectamente a través de $\hat{\alpha}_4 = -\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \hat{\alpha}_3$.

Cuadro 2: Efecto de la fecha del informe WEO sobre la tasa de crecimiento de Argentina bajo el supuesto de errores interdependientes.

Efecto	Estim.	Desvío	t	p -value
μ	0,7937	0,9179	0,8647	0,1949
α_1	0,9104	0,5385	1,6906	0,0474
α_2	0,2776	0,4844	0,5732	0,2841
α_3	-0,2767	0,3319	-0,8335	0,7965

Cuadro 3: Efecto de la fecha del informe WEO sobre la tasa de crecimiento de Argentina bajo el supuesto de errores heteroscedásticos e interdependientes.

Efecto	Estim.	Desvío	t	p -value
μ	0,7937	0,7282	1,0900	0,1395
α_1	0,9104	0,5776	1,5761	0,0595
α_2	0,2776	0,3269	0,8493	0,1991
α_3	-0,2767	0,3113	-0,8887	0,8116

Nótese que las distintas estructuras de Ω no influyen mayormente en los resultados del ajuste. En el cuadro que sigue se muestran los parámetros estimados de la regresión auxiliar utilizada para estimar los desvíos estándar del error de las cuatros proyecciones que preceden al dato observado de crecimiento. La estimación se realizó por OLS.

Cuadro 4: Regresión auxiliar utilizada para estimar los desvíos estándar de la i -ésima proyección. $R^2 = 0,20$.

Variables	Estim.	Desvío	t	p -value
const.	6,7650	0,7359	9,1922	< 0,0001
i	-1,1989	0,2687	-4,4612	< 0,0001