



Universidad de San Andrés

Escuela de Administración y Negocios
Magister en Finanzas

**“Determinantes de los diferenciales de rendimiento en
Latinoamérica a través de modelos de datos en panel”**

Gastón Sempere
DNI: 30.409.719

Director: Fernando Grosz

Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina

Noviembre 2018

Índice

Resumen	2
Introducción.....	3
Revisión bibliográfica.....	4
Datos y variables explicativas	5
Modelo.....	7
Resultados	10
Conclusión	15
Futuros desarrollos	16
Anexo	17
Descripción de variables explicativas	17
Procedimiento de estimación	19
Referencias	24

1. Resumen

El objetivo de este trabajo¹ fue estudiar los determinantes de los rendimientos de los bonos soberanos en dólares de países de Latinoamérica. Para esto se utilizaron técnicas econométricas de datos en panel, aplicados a Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, para un espacio temporal desde 2000 a 2017. Bajo un modelo de POLS ajustado por heterocedasticidad y correlación serial, utilizando el índice EMBIG como variable dependiente, las variables explicativas significativas resultaron ser el endeudamiento, la cuenta corriente, el crecimiento del PBI, las reservas internacionales, la inflación, el tipo de cambio real efectivo, los términos de intercambio, el índice de acciones y la volatilidad implícita del S&P 500. Bajo un modelo de FE, el crecimiento del PBI, las reservas internacionales, la inflación y los términos de intercambio dejaron de ser significativos, pero los eventos de default ganaron relevancia. Por último, bajo un modelo de datos en paneles dinámicos estimado por *System GMM*, el rezago del EMBIG se introduce como nuevo determinante, y la inflación, el tipo de cambio real efectivo, los términos de intercambio y el índice de acciones dejan de ser significativos. Finalmente, no se pudo determinar que haya un modelo superior a los demás para todos los países de la muestra a lo largo del tiempo.

¹ Este es mi Trabajo Final de Graduación de la Maestría en Finanzas de UdeSA. Quiero agradecer especialmente a mis padres por haberme apoyado a lo largo de todos mis estudios. Ante cualquier duda pueden comunicarse a conmigo a través de email: gastonsempere@yahoo.com.ar

2. Introducción

El objetivo de este trabajo es estudiar los determinantes de los rendimientos de los bonos soberanos en dólares de países de Latinoamérica para el período 2000-2017. Para esto se utilizaron técnicas econométricas de datos en panel, como los modelos de POLS (Pool de datos), FE (Efectos fijos) y *System GMM* (Método Generalizado de Momentos Sistema), aplicados a Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Este estudio ayudará a entender el comportamiento de los bonos soberanos durante un año en el que hubo recurrentes aumentos de la volatilidad financiera, debido en parte a la reducción de los niveles de liquidez por el ajuste de la política monetaria de la Reserva Federal (Fed), al cual se sumaría el año que viene el Banco Central Europeo (BCE). La suba en los rendimientos de los bonos del Tesoro de EEUU generó una mayor competencia entre los activos de países emergentes, elevando el rendimiento demandado por los inversores para tomar riesgo. Esto afectó principalmente a los activos de los países con fundamentos más débiles o incertidumbre política. Precisamente durante agosto, Argentina y Turquía sufrieron crisis financieras, con fuertes depreciaciones de sus monedas que contagiaron al resto de los países emergentes, ya que los inversores globales decidieron reducir el riesgo de sus carteras en este tipo de activos en general. No obstante, no todos los países emergentes tienen los mismos fundamentos económicos, y es probable que con el tiempo los riesgos específicos de Argentina y Turquía comiencen a aislarse del resto de los países emergentes, para lo cual creemos que este tipo de modelos econométricos serán de utilidad para inversores y hacedores de políticas.

El estudio sugiere que bajo un modelo de POLS ajustado por heterocedasticidad y correlación serial, los principales determinantes de los diferenciales de rendimiento medidos por el índice EMBIG, son el endeudamiento, la cuenta corriente, el crecimiento del PBI, las reservas internacionales, la inflación, el tipo de cambio real efectivo, los términos de intercambio, el índice de acciones local, y la volatilidad implícita del S&P 500. Bajo un modelo de FE, el crecimiento del PBI, las reservas internacionales, la inflación y los términos de intercambio dejaron de ser significativos, pero los eventos de *default* ganaron relevancia. Por último, bajo un modelo de datos en paneles dinámicos estimado por *System GMM*, el rezago del EMBIG se introduce como nuevo determinante, y la inflación, el tipo de cambio real efectivo, los términos de intercambio y el índice de acciones dejan de ser significativos. Graficando los valores proyectados de cada modelo junto con los valores

verdaderos del logaritmo del índice EMBIG para cada país, se puede ver que no hay un solo modelo que sea superior a los demás para todos los países de la muestra a lo largo del tiempo.

El trabajo se organiza de la siguiente manera: en la Sección 3 se realiza una breve revisión bibliográfica, en la Sección 4 se presentan los datos y variables explicativas, en la Sección 5 se explica el modelo, en la Sección 6 se muestran los resultados, la Sección 7 se dedica a las conclusiones y finalmente la Sección 8 se destina a futuros desarrollos.

3. Revisión bibliográfica

La literatura relacionada al estudio de los rendimientos de los países emergentes creció considerablemente en los últimos años, debido a que se comenzó a disponer de más datos históricos con el desarrollo del mercado de este tipo de bonos en la década del 90. No obstante, los trabajos especializados en Latinoamérica son más escasos. Según Rowland y Torres (2004), la literatura se puede dividir en dos grandes áreas, i) el análisis teórico y ii) el análisis empírico.

El análisis teórico suele estudiar los incentivos de los países a emitir bonos y pagar sus deudas, y el de los inversores de proveer capital a través de modelos de teoría de juegos y optimización intertemporal. Por ejemplo, Eaton y Gersovitz (1981) advirtieron que no existen mecanismos explícitos en los mercados para impedir que un país repudie su deuda y que, en consecuencia, los Gobiernos podrían evitar pagarla si esto no es en su beneficio. Allen (1983) explica que a diferencia de otros mercados, la transferencia del capital y el pago de este tienen lugar en diferentes momentos del tiempo, por lo cual un Gobierno podría no pagar si el capital prestado fue mal invertido o si su sucesor decide no hacerlo, por lo cual la única manera de incentivar la disciplina sería que los servicios de la deuda sean menores que el valor de poder acceder al mercado en el futuro.

En cuanto al análisis empírico, según Martínez, Terceño y Teruel (2013), este se puede dividir entre los trabajos que enfatizan los factores internacionales, como el nivel de liquidez global, el apetito al riesgo y los efectos de contagio y aquellos que destacan los factores domésticos, como variables de liquidez y solvencia. Entre los primeros, González y Levy Yeyati (2008) identifican el apetito al riesgo, la liquidez global y los efectos de contagio como factores que explican gran parte de la variación del riesgo soberano. En cuanto a los efectos de contagio, Eichengreen (1996) los describe como

situaciones donde la ocurrencia de una crisis en un país incrementa la probabilidad de crisis en otros lugares. Analizando la crisis financiera de 2008, Edwards (2010) encuentra que el contagio fue heterogéneo entre los países emergentes, siendo más rápido y cíclico en Latinoamérica y más lento y regular en Asia. Por su parte, entre los trabajos que destacan los factores locales puede citarse el de Edwards (1984), que analiza los diferenciales de rendimiento entre 1976 y 1980 a través de datos en panel con efectos fijos y encuentra como variables relevantes los ratios de deuda/exportaciones, reservas internacionales/importaciones, el tipo de cambio real efectivo y el crecimiento de los bienes industriales. Min (1998) utilizó un POLS para analizar diferenciales de rendimiento entre 1991 y 1995 y encontró como variables relevantes los ratios de deuda/PBI, reservas/PBI, servicios de deuda/PBI, el crecimiento de las exportaciones y las importaciones, la tasa de inflación, los activos financieros netos, los términos de intercambio y el tipo de cambio real. Ades (2000) también utilizó efectos fijos para analizar bonos entre 1996 y 2000, y concluyó que los determinantes de los rendimientos eran el crecimiento del PBI, los ratios de amortizaciones de deuda externa/reservas internacionales, deuda externa/PBI, balance fiscal/PBI, exportaciones/PBI, los desvíos del tipo de cambio real efectivo, la tasa de interés Libor y una variable dicotómica según *default*. En cambio, Eichengreen y Mody (1998) destacan la importancia del sesgo de selección al momento de emitir un bono, ya que los determinantes del precio de emisión también podrían determinar la decisión de entrar o no al mercado. De este modo, los cambios en el sentimiento de mercado, que pueden no estar relacionados con las variables fundamentales, también debieran ser tenidos en cuenta como determinantes de los rendimientos. Rowland y Torres (2004) analizaron bonos entre 1998 y 2002 a través de datos en panel con efectos aleatorios, y encontraron como variables relevantes el crecimiento del PBI, y los ratios de deuda/PBI, reservas/PBI, deuda/exportaciones, exportaciones/PBI y servicios de deuda/PBI. Finalmente, Martínez, Terceño y Teruel (2013) analizan solamente los países latinoamericanos a través de efectos fijos e identifican como principales determinantes la inflación, los términos de intercambio, los ratios de deuda externa/PBI y reservas internacionales/PBI.

4. Datos y variables explicativas

Se eligieron los mercados de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, debido a que son los países con mayor volumen operado de bonos de la región. Como espacio temporal se tomaron datos anuales desde 2000 a 2017, de distintas bases de datos, como *World Development Indicators* (WDI)

del Banco Mundial, *World Economic Outlook Database* (WEO) del FMI, *Bank for International Settlements* y bancos centrales de cada país. Como variable dependiente se utilizó el logaritmo del índice EMBIG (*Emerging Markets Bond Index Global*) de JPMorgan, que agrupa los principales bonos en dólares emitidos por un país y mide su diferencial de rendimiento en puntos básicos respecto a los bonos del Tesoro de EEUU, conocido como riesgo país. Como variables explicativas nos basamos en la literatura previa para elegir un amplio grupo inicial de potenciales determinantes que dividimos en variables de solvencia, de liquidez, de shocks externos y de eventos de *default*. Como variables de solvencia se incluyó el endeudamiento, la cuenta corriente y el crecimiento del PBI; como variables de liquidez, las reservas internacionales, la inflación, el tipo de cambio real efectivo, el logaritmo de los términos de intercambio y el logaritmo del índice de acciones local; y como variables de shocks externos, la volatilidad implícita del S&P 500. La descripción técnica de las variables, su efecto esperado en la variable dependiente, los estadísticos descriptivos y la matriz de correlaciones se presentan en el Anexo.

Inicialmente, también se tuvieron en cuenta otras variables que luego fueron descartadas por su falta de significatividad o alta correlación con la especificación final del modelo. Estas variables adicionales fueron el índice EMBIG de Latinoamérica, el EMBIG de los países emergentes, la apertura comercial, las exportaciones, las importaciones, los servicios de deuda, el tipo de cambio nominal, la tasa de interés real, el balance fiscal primario y el financiero, la recaudación impositiva, el agregado monetario M3, el rendimiento de las notas del Tesoro de EEUU a 3 meses, la tasa de interés Libor a 3 meses, y variables dicotómicas por la crisis financiera internacional. En particular, los déficit primario y financiero no fueron incluidos porque según Gruber y Kamin (2010) estos son endógenos junto con la tasa de interés al ciclo económico. Por ejemplo, una caída del crecimiento del PBI real tiende a reducir el balance fiscal (ampliación del déficit), por una menor recaudación impositiva y un aumento del gasto fiscal contracíclico, pero al mismo tiempo las tasas de interés podrían bajar si se aplica una política monetaria más expansiva. Luego, la caída en la tasa de interés eleva el precio de los bonos y reduce sus rendimientos, introduciendo una correlación positiva espuria entre el balance fiscal y los rendimientos, que oscurece la relación negativa estructural.

5. Modelo

Se utilizaron distintos modelos de datos en panel para el análisis empírico. Este enfoque permite tener en cuenta no solo la "variables, más grados de libertad y más eficiencia". Los modelos de datos en panel también permiten controlar por heterogeneidad individual, lo cual es fundamental en nuestro análisis, ya que por más que los países seleccionados pertenezcan a una misma región, sus economías y realidades políticas pueden ser muy diferentes a lo largo del tiempo.

De este modo, elegimos la siguiente especificación para nuestro modelo de datos en panel estático:

$$(1) Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^K \beta_{kit} X_{kit} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

Donde, $i=1,2,\dots, N$ representan los países seleccionados (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú), $t= 1, 2, \dots, T$ se refiere al espacio temporal de 2000 a 2017, y $k=1,2, \dots, K$ representa las variables explicativas (endeudamiento, cuenta corriente, crecimiento del PBI, reservas, inflación, tipo de cambio real efectivo, logaritmo de los términos de intercambio, logaritmo del índice de acciones local, índice vix). La variable dependiente Y_{it} representa el índice EMBIG promedio de cada país para cada año, X_{kit} las distintas variables explicativas para cada país y año, β_{kit} son los parámetros de respuesta a estimar y γ_t , μ_i , ε_{it} son, respectivamente, los efectos temporales, individuales y el término de error que se asume con media cero y varianza constante.

El objetivo de los efectos temporales e individuales es controlar por características idiosincráticas de cada país y los cambios estructurales a lo largo del tiempo. Estos efectos pueden ser fijos (FE) o aleatorios (RE). Según Park, Hun Myoung (2011), si los efectos son fijos, se examina si el intercepto varía entre países o en el tiempo, asumiendo la misma pendiente y varianza constante a través de los países. Dado que una característica específica de un país no varía a través del tiempo y es considerada parte del intercepto, se le permite estar correlacionada con los errores. Este tipo de modelos puede ser estimado a través de POLS con variables *dummy* por cada país y período de tiempo, o través de transformaciones *within* o *between*. En cambio, si los efectos son aleatorios se evalúan diferencias en el término de error a lo largo de los países y el tiempo, asumiendo que los efectos individuales y temporales son una heterogeneidad aleatoria que pertenecen al término de error y que no están correlacionados con las variables independientes. Este modelo es estimado por GLS (*generalized*

least squares) o FGLS (*feasible generalized least squares*), en caso de que no se conozca la estructura de varianzas y covarianzas.

Si los efectos individuales y temporales no existen ($\mu_i, \gamma_t = 0$), el modelo de POLS brinda estimadores eficientes y consistentes. Según Greene (2008), POLS tiene cinco supuestos: i) la variable dependiente es una función lineal de las variables independientes y el término de error, ii) el valor esperado de los términos de error es cero y estos no están correlacionados con los regresores (exogeneidad estricta), iii) los términos de error tienen la misma varianza (homocedasticidad) y no están relacionados entre sí (no autocorrelación), iv) las observaciones de las variables independientes son no estocásticas, v) no existe una relación lineal exacta entre las variables independientes (no multicolinealidad). Luego, si los efectos individuales o temporales no son cero, la heterogeneidad afectaría los supuestos 2 y 3 de POLS, y por ende sus estimadores dejarían de ser eficientes y consistentes.

Las técnicas de estimación variarán de acuerdo con las restricciones impuestas a los parámetros a partir de diferentes hipótesis y los resultados de las pruebas respectivos. Siguiendo Rowland y Torres (2004), las posibles hipótesis serían:

- i) que todos los coeficientes son constantes y el término de error captura las diferencias a través del tiempo y los individuos:

$$(2) \text{ POLS: } Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

- ii) que los coeficientes son constantes, pero existen efectos individuales:

$$(3) \text{ FE: } Y_{it} = (\alpha_0 + \mu_i) + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

$$(4) \text{ RE: } Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + (\mu_i + \varepsilon_{it})$$

- iii) que los coeficientes son constantes, pero existen efectos individuales y temporales:

$$(5) \text{ FE: } Y_{it} = (\alpha_0 + \mu_i + \gamma_t) + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

$$(6) \text{ RE: } Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + (\mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it})$$

- iv) que todos los coeficientes varían a través de los individuos:

$$(7) Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^K \beta_{ki} X_{kit} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

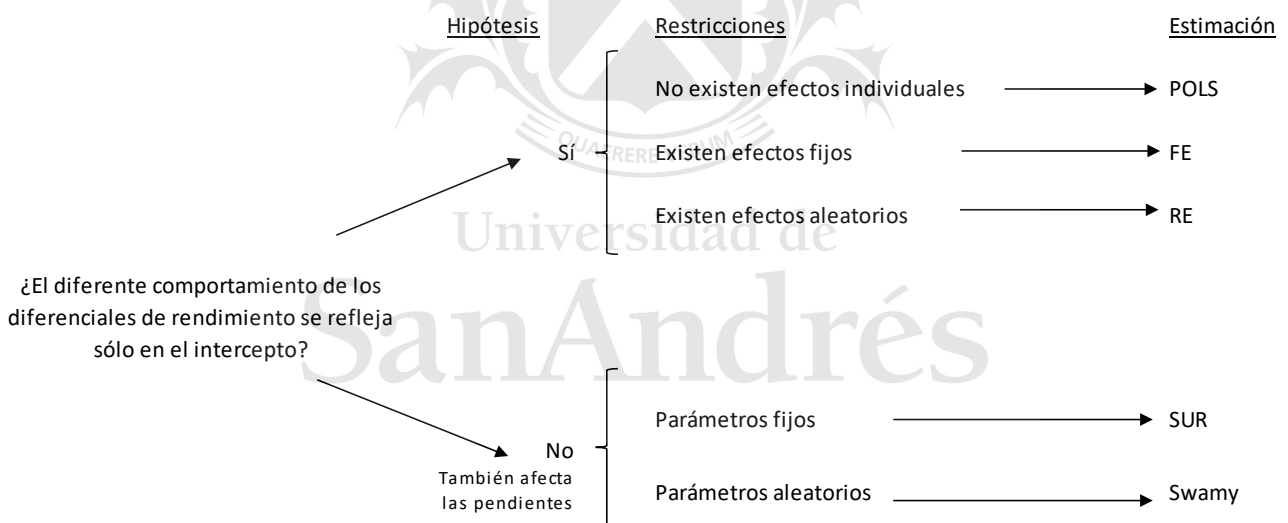
- v) que todos los coeficientes varían a través del tiempo y los individuos:

$$(8) Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^K \beta_{kit} X_{kit} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

Para elegir entre un intercepto constante o variable, mientras se mantienen los coeficientes de pendiente constantes, se utiliza el test de Breusch-Pagan, cuya hipótesis nula es que no existen efectos individuales. Para decidir si los efectos individuales son fijos o aleatorios se evalúa el test de Hausman, cuya hipótesis nula es que los efectos son aleatorios.

Finalmente, para determinar si existe un comportamiento diferente en los estimadores de la pendiente según cada país, se puede implementar SUR (*seemingly unrelated equations*) cuando los coeficientes de respuesta son fijos o el estimador de Swamy cuando los coeficientes son aleatorios. No obstante, en este trabajo no se investiga dicha hipótesis, debido a que no encontramos una sólida intuición económica que la respalde.

Figura 1: hipótesis, restricciones y técnicas de estimación de los diferenciales de rendimiento



Por otro lado, durante las estimaciones se utilizaron distintas técnicas para controlar por autocorrelación y heterocedasticidad. También se exploró la posible endogeneidad del modelo a través de un modelo dinámico autorregresivo, que fue estimado con *System GMM*.

$$(9) Y_{it} = \mu y_{t-1} + \alpha_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad \mu < 1$$

6. Resultados

Luego de seguir el procedimiento de estimación descrito en el Anexo, a través del cual se fueron descartando las variables no significativas, probando distintos modelos, y analizando las hipótesis a través de diferentes pruebas, se llegó a tres modelos válidos (Tabla 1). En los tres modelos, casi todas las variables son significativas al 5%, muestran sus signos esperados, tienen elevada significatividad conjunta y buena bondad de ajuste. Los modelos POLS y FE fueron ajustados por heterocedasticidad y correlación serial, mientras que en el modelo *System-GMM*, que explora la endogeneidad del rezago de la variable dependiente y el resto de las variables explicativas con excepción de la volatilidad implícita del S&P 500, se verificaron las pruebas de no autocorrelación de primer orden y sobreidentificación de instrumentos.

De este modo, bajo el modelo de POLS ajustado por heterocedasticidad y correlación serial, utilizando el índice EMBIG como variable dependiente, las variables explicativas significativas resultaron ser el endeudamiento, las reservas internacionales, la inflación, los términos de intercambio y el tipo de cambio real efectivo, en concordancia con Min (1998), junto con la cuenta corriente, similar al crecimiento de las exportaciones y las importaciones que utiliza Min (1998), el crecimiento del PBI, el índice de acciones y la volatilidad implícita del S&P 500.

Bajo un modelo de efectos fijos, las variables significativas fueron el tipo de cambio real efectivo, como en Edwards (1984), y similar a los desvíos del tipo de cambio real efectivo de Ades (2000), el endeudamiento y los eventos de default, como en Ades (2000), junto con la cuenta corriente, similar a las exportaciones/PBI de Ades (2000), el índice de acciones y la volatilidad implícita del S&P 500, que representa la variable exógena de economía internacional como la tasa de interés Libor de Ades (2000). No obstante, a diferencia de Edwards (1984) que encuentra que el ratio de reservas internacionales/importaciones es significativo, las reservas internacionales/PBI no fueron significativas en este modelo. También, a diferencia de Ades (2000), el crecimiento del PBI y el balance fiscal/PBI no fueron significativos. Por último, en contraste con Martínez, Terceño y Teruel (2013), la inflación, los términos de intercambio y las reservas internacionales/PBI no fueron significativas en nuestro modelo.

Por último, bajo el modelo de datos en paneles dinámicos estimado por *System GMM*, del cual no hay una amplia bibliografía para países emergentes, el crecimiento del PBI resulta ser significativo, como en Tebaldi et al. (2018), junto con el endeudamiento, la cuenta corriente, las reservas internacionales, la volatilidad implícita del S&P 500 y el rezago del EMBIG.

En los tres modelos, el endeudamiento, la cuenta corriente y la volatilidad implícita del S&P 500, son variables significativas, lo cual implicaría que los inversores se suelen desprender de los bonos de países emergentes en momentos de alta volatilidad financiera internacional (shock externo), cuando su nivel de endeudamiento es elevado y/o tienen déficits de cuenta corriente (problemas de solvencia). Es decir, los inversores percibirían a través de estas variables una mayor probabilidad de default soberano por los problemas de incentivos que mencionan Eaton y Gersovitz (1981) y Allen (1983).

En cuanto a los coeficientes, en el modelo POLS y el de FE, el índice de acciones locales tiene gran impacto, lo cual implicaría una alta correlación positiva entre los bonos y las acciones de países emergentes, a diferencia de la histórica correlación negativa entre el S&P 500 y los bonos del Tesoro. En Latinoamérica y en los países emergentes en general, cuando aumenta el riesgo, los inversores venden los bonos y las acciones y se refugian en activos de países desarrollados (*flight to quality*). En el modelo de FE, el evento de default es la variable con mayor impacto, reflejando los problemas de incentivos que mencionan Eaton y Gersovitz (1981) y Allen (1983). En el modelo *System GMM*, el rezago del EMBIG tiene el coeficiente más grande, mostrando en parte que los fundamentos económicos de un país mantienen cierta persistencia en el mediano plazo.

Tabla 1. Resultado de los métodos de estimación POLS, FE y System GMM: el endeudamiento, la cuenta corriente y la volatilidad de las acciones del S&P 500 son siempre significativas bajo los tres modelos

VARIABLES	POLS ln (EMBIG)	FE ln (EMBIG)	System-GMM ln (EMBIG)
endeudamiento	0.020*** (0.003)	0.014*** (0.002)	0.009*** (0.001)
cuenta_corr	-0.051*** (0.013)	-0.067*** (0.011)	-0.062*** (0.016)
pbi_crec	-0.025*** (0.009)		-0.043*** (0.005)
reservas	-0.037*** (0.005)		-0.042* (0.022)
inflacion	0.015*** (0.006)		
tcre	-0.010*** (0.002)	-0.005** (0.002)	
lterm_int	-0.037*** (0.011)		
lacciones	-0.355*** (0.041)	-0.383*** (0.024)	
vix	0.027*** (0.004)	0.023*** (0.003)	0.028*** (0.006)
default		0.811** (0.314)	
Llembig			0.746*** (0.073)
Constant	9.664*** (0.523)	8.327*** (0.261)	1.162* (0.599)
Observations	60	107	102
R-squared	0.954		
Number of cod	6		6
Number of groups		6	

Errores estándar en paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 dónde p es el valor p, también llamado *p value*

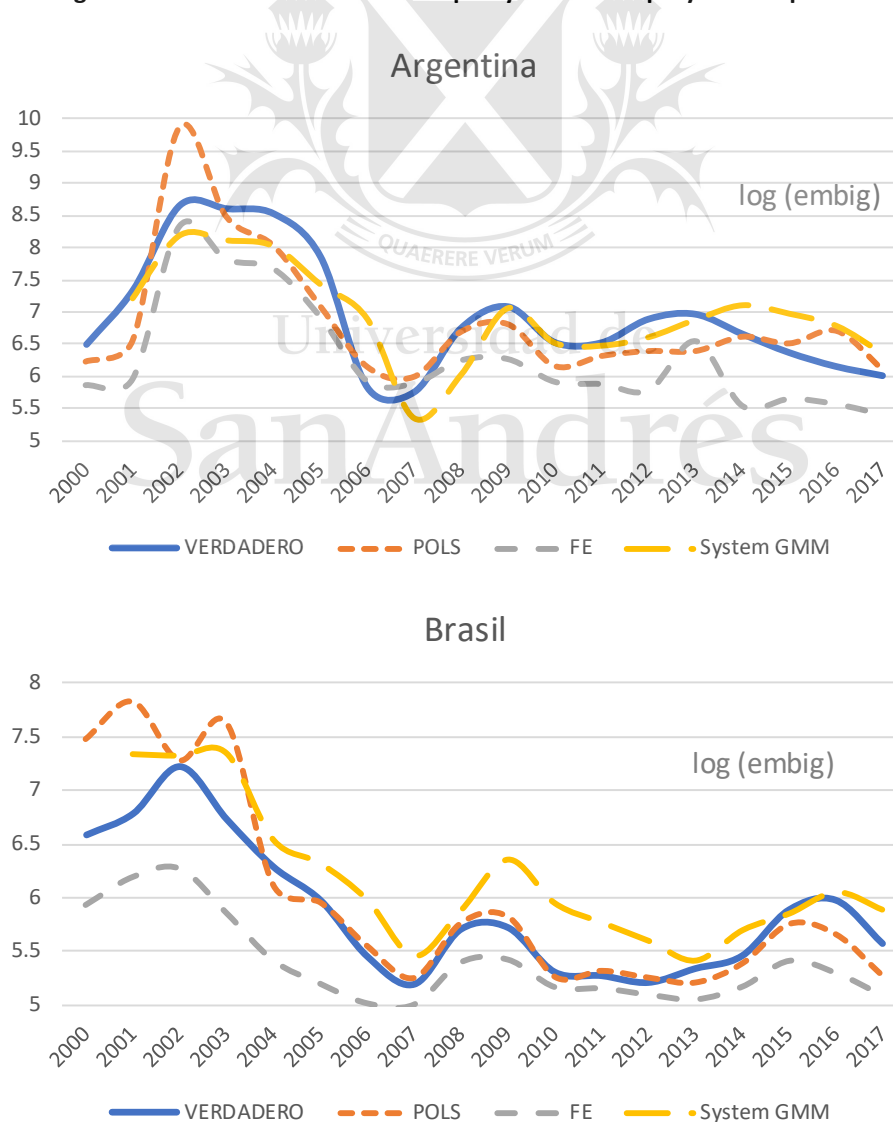
Graficando los valores proyectados de cada modelo junto con los valores verdaderos del logaritmo del índice EMBIG para cada país, se pudo ver que algunos modelos son mejores para algunos países en ciertos períodos de tiempo (Fig.2).

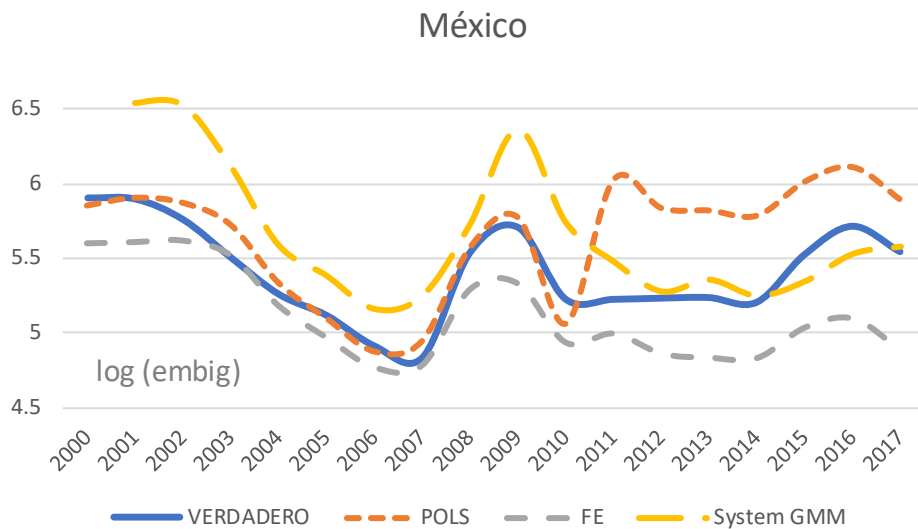
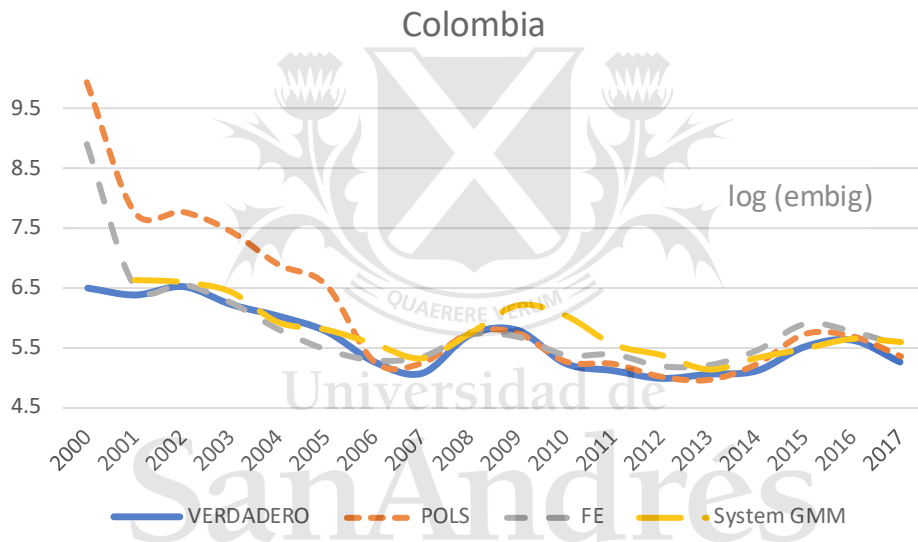
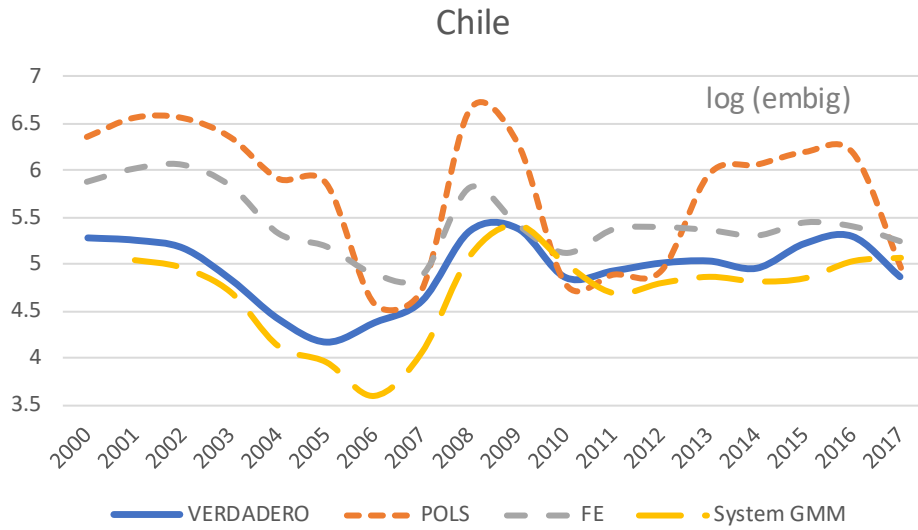
Para Argentina y Brasil, POLS es mejor que FE o *System GMM*, excepto por los años 2001-2003. En Argentina, el modelo POLS diverge² en la crisis de 2001, pero la variable de eventos de default dejó de ser significativa en este modelo cuando se lo controló por heterocedasticidad y autocorrelación. Para Brasil, el modelo POLS también diverge durante la crisis de Argentina, pero cuando se introdujo una variable dicotómica que identifique el contagio no resultó significativa. Para Chile, *System GMM* siempre se ajusta mejor a los datos. Para Colombia, FE es el mejor modelo, si se excluye el año 2000.

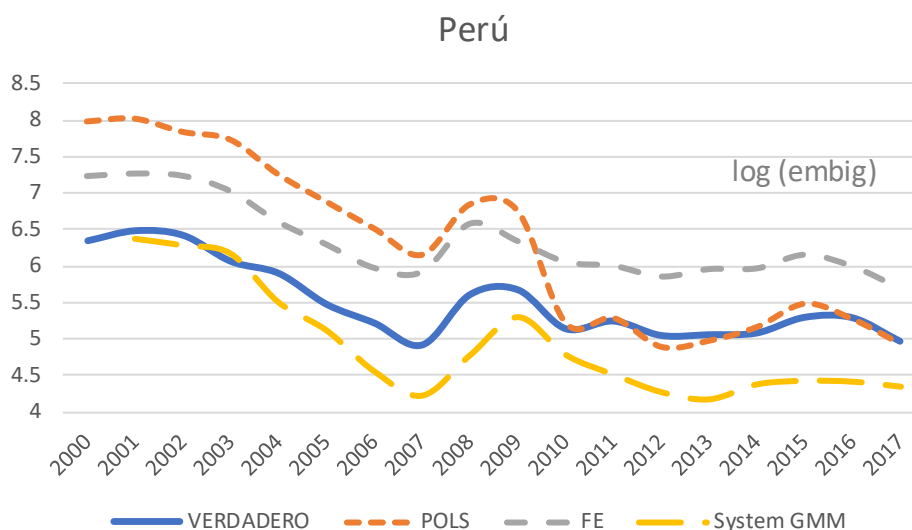
² Es decir, los datos proyectados por el modelo se alejan de los datos verdaderos.

En el caso de México, POLS y *System GMM* son mejores antes de 2007, POLS entre 2007 y 2010, y *System GMM* en los últimos años. Finalmente, para Perú, *System GMM* predice mejor antes de 2010, mientras que a partir de entonces lo hace POLS. Por lo tanto, no hay un solo modelo que sea superior a los demás para todos los países de la muestra a lo largo del tiempo. Si entendemos como “mejor”, al modelo que “mejor se ajusta a los datos”, el hecho de que el modelo *System-GMM* no siempre sea el mejor podría indicar que, aunque existe endogeneidad en las variables económicas, la fuerza de ésta puede cambiar a lo largo del tiempo y los países. No obstante, estas diferencias en las dinámicas de las economías de la región no llegarían a representar diferencias permanentes, como cuestiones productivas o socioculturales, ya que de lo contrario el modelo de FE debiera ser siempre el mejor. Por otro lado, es probable que el modelo de FE pueda modelar correctamente las diferencias transitorias, como por ejemplo el signo político del Gobierno oficialista.

Figura 2: Gráficos del logaritmo del índice EMBIG de cada país y los valores proyectados por cada modelo







7. Conclusión

El objetivo de este trabajo fue estudiar los determinantes de los rendimientos de los bonos soberanos en dólares de países de Latinoamérica. Para esto se utilizaron técnicas econométricas de datos en panel, aplicados a Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, para un espacio temporal desde 2000 a 2017. Bajo un modelo de POLS ajustado por heterocedasticidad y correlación serial, utilizando el índice EMBIG como variable dependiente, las variables explicativas significativas resultaron ser el endeudamiento, la cuenta corriente, el crecimiento del PBI, las reservas internacionales, la inflación, el tipo de cambio real efectivo, los términos de intercambio, el índice de acciones y la volatilidad implícita del S&P 500. Bajo un modelo de FE, el crecimiento del PBI, las reservas internacionales, la inflación y los términos de intercambio dejaron de ser significativos, pero los eventos de default ganaron relevancia. Por último, bajo un modelo de datos en paneles dinámicos estimado por *System GMM*, el rezago del EMBIG se introduce como nuevo determinante, y la inflación, el tipo de cambio real efectivo, los términos de intercambio y el índice de acciones dejan de ser significativos. Graficando los valores proyectados de cada modelo junto con los valores verdaderos del logaritmo del índice EMBIG para cada país, se pudo ver que no hay un solo modelo que sea superior a los demás para todos los países de la muestra a lo largo del tiempo. El hecho de que el modelo System-GMM no siempre sea el mejor podría indicar que, aunque existe endogeneidad en las variables económicas, la fuerza de ésta puede cambiar a lo largo del tiempo y los países. No obstante, estas diferencias en las dinámicas de las economías de la región no llegarían a representar diferencias permanentes,

como cuestiones productivas o socioculturales, ya que de lo contrario el modelo de FE debiera ser siempre el mejor.

8. Futuros desarrollos

Se podría explorar el uso de otras variables explicativas, en particular aquellas que reflejen la calidad institucional, para así poder identificar factores políticos además de económicos. También se podría modificar el modelo utilizando como variable dependiente los rendimientos de bonos soberanos en dólares específicos de cada país, en vez del índice EMBIG, y buscar variables *proxies* de aquellas variables con frecuencia trimestral. De este modo, se podría actualizar el modelo mensualmente para detectar oportunidades de sobre/subvaluación de los rendimientos.



Universidad de
San Andrés

Anexo

Descripción de variables explicativas

Riesgo: *Emerging Markets Bond Index Global* (promedio anual), JPMorgan, Banco Central de Reserva de Perú.

Endeudamiento: Deuda bruta del Gobierno General (% del PBI), WEO FMI.

Cuenta corriente: Saldo de cuenta corriente (% del PBI), WEO FMI.

Crecimiento del PBI: Precios constantes de mercado en moneda local (Var. % a/a), WEO FMI.

Reservas internacionales: Reservas totales incluyendo tenencias de oro (USD corriente), WDI Banco Mundial.

Inflación: Índice promedio anual (Var. % a/a), WEO FMI. En el caso de Argentina, para el período 2000-2006 se utiliza la serie del WEO FMI, para el período 2007-2010, la serie de la Dirección Provincial de Estadísticas y Censos de San Luís, y para período 2011-2017, la serie del Congreso de la Nación Argentina.

Tipo de cambio real efectivo: Índice de tipo de cambio moneda extranjera sobre moneda local, ponderado por los volúmenes de comercio de un amplio número de socios comerciales (2010=100, promedio anual), *Bank for International Settlements*.

Términos de intercambio: Precios constantes en moneda local (promedio anual), WDI Banco Mundial.

Índice de acciones: Índice líder de acciones en moneda local de cada país (promedio anual), Bloomberg.

Índice VIX: Volatilidad implícita del índice de acciones S&P 500 (promedio anual), Bloomberg.

Default: Variable dicotómica que toma valor igual a 1 cuando el EMBIG resulta afectado por eventos de default, y 0 de lo contrario. En la muestra, la variable fue computada igual a 1 para Argentina en los años 2002-2005 y 2013.

Figura 3: el endeudamiento, la inflación, la volatilidad financiera y el default impactan positivamente en el riesgo país, y el resto de las variables negativamente

Variable	Unidad	Efecto en EMBIG	Interpretación económica
Endeudamiento	% PBI	+	Un mayor endeudamiento aumenta las probabilidades de default por un shock externo.
Cuenta corriente	% PBI	-	Un superávit de cuenta corriente incrementa la generación de divisas extranjeras para hacer frente a los servicios de deuda.
Crecimiento del PBI	Var% a/a	-	Un mayor crecimiento del PBI suele estar asociado con una mayor recaudación impositiva que facilite el pago de la deuda.
Reservas internacionales	% PBI	-	Mayores reservas internacionales facilitan el pago de los servicios de la deuda, evitando problemas de liquidez.

Inflación	Var% a/a	+	Una mayor inflación es representativa de inestabilidad macroeconómica, que podría ser consecuencia de la monetización de un déficit fiscal. En caso de persistir en el tiempo también puede generar inestabilidad política. Es una medida del grado de competitividad de la economía. Aunque niveles muy apreciados durante mucho tiempo podrían dificultar un superávit de cuenta corriente, y por ende la generación de divisas para pagar la deuda, las devaluaciones abruptas generan inflación, inestabilidad macroeconómica y aumento del riesgo.
Tipo de cambio real efectivo	Índice	-	Son los precios de las exportaciones de un país en relación al precio de sus importaciones. Una suba mejora la balanza comercial y la generación de divisas para el pago de la deuda. Una suba está asociada con una mejora en las perspectivas de ganancias de las compañías, que están relacionadas con las condiciones económicas de un país. De este modo, el precio de las acciones está correlacionado positivamente con el precio de los bonos y negativamente con el riesgo.
Términos de intercambio	Índice	-	La volatilidad implícita del índice S&P 500 es una medida de la volatilidad financiera internacional, y su suba aumenta las probabilidades de un shock externo que impacte negativamente en la economía a través de menores precios de las acciones y los bonos.
Índice de acciones	Índice	-	Un default representa una ruptura en las condiciones de emisión de un bono, y por ende genera ventas de sus tenedores.
Índice VIX	Índice	+	
Default	Dicotómica	+	

Los estadísticos descriptivos (Fig.4) muestran que el EMBIG promedio es de 510 pb, pero con una amplia dispersión, con un mínimo de 64 pb y un máximo de 5.773 pb. El resto de las variables también muestran gran dispersión, en particular, el nivel de endeudamiento, las reservas internacionales, la inflación y los términos de intercambio.

Figura 4: el EMBIG y las variables explicativas muestran altos niveles de dispersión

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
embig	108	510.2063	906.3281	64.7846	5773.829
endeudamie-o	108	43.55598	24.29954	3.881	152.248
cuenta_corr	108	-1.245144	2.449865	-6.3755	8.9708
pbi_crec	108	3.335434	3.406736	-10.8945	10.1254
reservas	108	14.20707	6.735765	4.291	33.3017
inflacion	103	7.143792	7.795568	-1.0666	40.75
tcrc	108	96.69566	28.1249	53.8975	275.805
term_int	102	1.42e+12	7.95e+12	-1.19e+13	3.64e+13
acciones	107	14549.34	18670.1	139.1792	68108.2
vix	108	19.85056	6.374693	11.11	32.58
default	108	.0462963	.2111056	0	1

Las variables que tienen una correlación más alta con el EMBIG son la variable dicotómica por default (0,8), el nivel de endeudamiento (0,7) y la cuenta corriente (0,5) (Fig.5). Entre las variables explicativas la correlación es baja (menor a 0,4), con excepción de endeudamiento y default (0,5). Las correlaciones absolutas más elevadas se dan entre endeudamiento y acciones (0,37), inflación (0,36) y reservas (-0,31), y reservas e inflación (-0,34).

Figura 5: el EMBIG está altamente correlacionado con el default, el nivel de endeudamiento y la cuenta corriente

	embig	endeudamiento	cuenta_corr	pbi_crec	reservas	inflacion	tcrc	term_int	acciones	vix	default
embig	1.0000										
endeudamiento	0.7051	1.0000									
cuenta_corr	0.5288	0.2872	1.0000								
pbi_crec	-0.2543	-0.2784	-0.0017	1.0000							
reservas	-0.1817	-0.3129	-0.1833	0.2132	1.0000						
inflacion	0.3637	0.3560	0.1270	-0.2302	-0.3463	1.0000					
tcrc	0.2126	-0.0134	0.0598	-0.1548	-0.0617	-0.1874	1.0000				
term_int	-0.0713	0.0387	-0.2607	0.0841	-0.1743	-0.0839	0.0273	1.0000			
acciones	-0.1839	0.3709	-0.2055	-0.1185	-0.1583	-0.0704	-0.1934	0.0555	1.0000		
vix	0.1443	-0.0005	-0.0021	-0.2433	-0.0321	-0.0543	0.1375	-0.0878	-0.0949	1.0000	
default	0.8112	0.5081	0.4292	-0.0590	-0.1149	0.2937	0.1267	-0.0345	-0.1436	-0.0481	1.0000

Procedimiento de estimación

Se comenzó el análisis realizando gráficos de la variable dependiente contra cada una de las explicativas, estudiando luego sus logaritmos, para entender cuando se debía aplicarlos en cada caso. Luego de corroborar que las pendientes de las rectas ajustadas de los gráficos mostraban los signos esperados, se procedió con un estudio por POLS (*pooled ordinary least squares*), utilizando el programa econométrico Stata 12. La estrategia fue comenzar con un amplio número de variables, e ir descartando las variables que resultaban no significativas o que podrían mostrar colinealidad. De este modo, se llegó a la primera especificación (Fig.6), en donde se verifica i) que todas las variables resultan ser significativas al 5%, ii) que todos los coeficientes reportan los signos esperados, con el endeudamiento, la inflación, el vix y el evento de default siendo positivos, y el resto negativos, iii) que todas las variables tienen una alta significatividad conjunta según el test F, iv) que la bondad de ajuste es elevada.

Figura 6. Modelo POLS: Todas las variables son significativas al 5% y con sus signos esperados

Source	SS	df	MS	Number of obs = 60		
Model	22.4172819	10	2.24172819	F(10, 49) =	73.51	
Residual	1.49426197	49	.030495142	Prob > F =	0.0000	
Total	23.9115438	59	.405280404	R-squared =	0.9375	
				Adj R-squared =	0.9248	
				Root MSE =	.17463	

lembig	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
endeudamiento	.0196545	.0021877	8.98	0.000	.0152582	.0240509
cuenta_corr	-.0399941	.0124277	-3.22	0.002	-.0649686	-.0150197
pbi_crec	-.0294861	.0075697	-3.90	0.000	-.044698	-.0142742
reservas	-.0314188	.0052085	-6.03	0.000	-.0418857	-.0209518
inflacion	.0170938	.0036133	4.73	0.000	.0098325	.0243551
tcrc	-.0097616	.0018604	-5.25	0.000	-.0135002	-.0060229
lterm_int	-.0315226	.011404	-2.76	0.008	-.0544397	-.0086054
lacciones	-.3434588	.0343116	-10.01	0.000	-.4124105	-.2745071
vix	.0298434	.0038543	7.74	0.000	.0220979	.0375889
default	.6284533	.1866665	3.37	0.001	.253333	1.003574
_cons	9.313553	.5474286	17.01	0.000	8.213454	10.41365

Luego se procedió a realizar contrastes para efectos aleatorios y correlación serial. El primer test que implementamos fue el de Wooldridge para correlación serial, con el cual se rechazó la hipótesis nula de no autocorrelación serial de primer orden (Fig.7). Por su parte, el test de efectos aleatorios (Fig.8), indicó que se prefiere POLS a efectos aleatorios. Finalmente, también se realizó el test de Hausman, el cual señaló que se prefiere efectos fijos a efectos aleatorios (Fig.9).

Figura 7: el test de autocorrelación del modelo POLS indica correlación AR(1)

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
      F( 1,      5) =      19.972
      Prob > F =      0.0066
```

Figura 8: el test de efectos aleatorios indica que se prefiere POLS a RE

```
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

lembang[cod,t] = Xb + u[cod] + e[cod,t]

Estimated results:
      Var      sd = sqrt(Var)
-----
lembang      .4052804      .6366164
e             .0199684      .1413095
u             0              0

Test:  Var(u) = 0
      chibar2(01) =      0.00
      Prob > chibar2 =      1.0000
```

Figura 9: el test de Hausman indica que se prefiere FE a RE

	Coefficients			
	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
endeudamie~o	.0023992	.0196545	-.0172553	.0037344
cuenta_corr	-.068638	-.0399941	-.0286439	.0048314
pbi_crec	-.0273058	-.0294861	.0021803	.
reservas	-.0173651	-.0314188	.0140536	.0061019
inflacion	-.0007276	.0170938	-.0178214	.0067363
tcre	-.0177103	-.0097616	-.0079487	.0019658
lterm_int	-.0023274	-.0315226	.0291952	.0187194
lacciones	-.4953385	-.3434588	-.1518797	.0332748
vix	.0275853	.0298434	-.0022582	.
default	.39898	.6284533	-.2294733	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

```
Test:  Ho: difference in coefficients not systematic

      chi2(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
              =      33.53
      Prob>chi2 =      0.0002
      (V_b-V_B is not positive definite)
```

Por lo tanto, se procedió a estimar los datos en panel con efectos fijos, pero para lograr un modelo consistente, en el que todas las variables sean significativas y con los signos esperados, algunas variables tuvieron que ser eliminadas (inflación y términos de intercambio), lo cual redujo un poco la bondad de ajuste. De todos modos, el test F continuó validando la hipótesis de efectos fijos (Fig.10).

Luego de esto se volvió a testear por correlación serial y heterocedasticidad, y ante la presencia de dichos efectos (Fig.11), se buscó corregirlo. También se probó la opción con errores *two-way*, es decir con efectos temporales además de los individuales, pero muchas variables perdieron su significatividad.

Figura 10. Modelo FE: El test F indica presencia de FE. La reducción en las variables explicativas redujo la bondad de ajuste, pero estas siguen siendo significativas conjuntamente

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    107
Group variable: cod                   Number of groups =     6

R-sq:  within = 0.8243                Obs per group: min =    17
      between = 0.5829                  avg =    17.8
      overall = 0.6830                  max =    18

corr(u_i, Xb) = 0.1328                F(8, 93)       =    54.54
                                          Prob > F        =    0.0000
  
```

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lembig					
endeudamiento	.0134532	.0025426	5.29	0.000	.0084041 .0185024
cuenta_corr	-.0627209	.0132178	-4.75	0.000	-.088969 -.0364729
pbi_crec	-.0226487	.0079522	-2.85	0.005	-.0384401 -.0068572
reservas	-.0162183	.0065536	-2.47	0.015	-.0292324 -.0032041
tcre	-.0052921	.0010869	-4.87	0.000	-.0074504 -.0031338
lacciones	-.343122	.0414955	-8.27	0.000	-.4255239 -.2607202
vix	.020623	.0041908	4.92	0.000	.012301 .0289451
default	.9155346	.1813222	5.05	0.000	.5554646 1.275605
_cons	8.354457	.4588368	18.21	0.000	7.443298 9.265616
sigma_u	.44818138				
sigma_e	.24970721				
rho	.7631121				(fraction of variance due to u_i)

```

F test that all u_i=0:      F(5, 93) =    13.62      Prob > F = 0.0000
  
```

Figura 11: el modelo FE presenta heterocedasticidad y correlación serial

```

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i

chi2 (6) =    174.90
Prob>chi2 =    0.0000

Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation

F( 1,      5) =    59.955
Prob > F =    0.0006
  
```

Con el comando *xtpcse* se estimó un POLS controlando por heterogeneidad y autocorrelación AR(1), lo cual dio buenos resultados (Fig.12), con todas las variables significativas y signos esperados, y alta significatividad conjunta. No obstante, como se había detectado presencia de efectos fijos, también se estimó por dichos efectos con los controles de heterocedasticidad y autocorrelación. Para las distintas estrategias ("*xtpcse*, *fe vce (cluster)*" y "*xtpcse*, *fe*"), se encontró además que el crecimiento

del PBI y las reservas no resultaban significativas, y que para lograr un modelo consistente había que reducir el modelo (Fig.13).

Figura 12. POLS ajustado por heterogeneidad y correlación serial: Todas las variables continúan siendo significativas, con sus signos esperados y la bondad de ajuste es elevada.

Prais-Winsten regression, heteroskedastic panels corrected standard errors

```

Group variable:   cod                Number of obs   =   60
Time variable:   tiempo              Number of groups =   6
Panels:          heteroskedastic (unbalanced)  Obs per group: min =   5
Autocorrelation: common AR(1)              avg =   10
                                                max =   14
Estimated covariances =   6              R-squared       =   0.9542
Estimated autocorrelations =   1          Wald chi2(9)    =   632.36
Estimated coefficients =   10             Prob > chi2     =   0.0000
    
```

lembig	Het-corrected					[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.	z	P> z			
endeudamiento	.0196214	.0031052	6.32	0.000	.0135353	.0257075	
cuenta_corr	-.0509571	.0132803	-3.84	0.000	-.0769859	-.0249282	
pbi_crec	-.0251817	.0089907	-2.80	0.005	-.0428032	-.0075602	
reservas	-.0366845	.0052955	-6.93	0.000	-.0470635	-.0263055	
inflacion	.0151664	.0057117	2.65	0.008	.0039612	.0263715	
tcrc	-.0095945	.0018899	-5.08	0.000	-.0132986	-.0058904	
lterm_int	-.0371125	.0106664	-3.48	0.001	-.0580183	-.0162067	
lacciones	-.3546443	.0411984	-8.61	0.000	-.4353917	-.2738969	
vix	.0270314	.0040605	6.66	0.000	.0190729	.0349899	
_cons	9.664307	.5234512	18.46	0.000	8.638361	10.69025	
rho	.3328133						

Figura 13: Modelo FE controlado por heterocedasticidad y autocorrelación. Para lograr un modelo consistente se redujeron las variables explicativas, lo cual redujo la bondad de ajuste.

Regression with Driscoll-Kraay standard errors

```

Number of obs   =   107
Method: Fixed-effects regression
Number of groups =   6
Group variable (i): cod
F( 6, 5) = 412.64
maximum lag: 2
Prob > F = 0.0000
within R-squared = 0.7974
    
```

lembig	Drisc/Kraay			P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.	t			
endeudamiento	.0141088	.0021471	6.57	0.001	.0085895	.019628
cuenta_corr	-.0665806	.0107895	-6.17	0.002	-.0943159	-.0388453
tcrc	-.0053787	.0016283	-3.30	0.021	-.0095643	-.0011932
lacciones	-.3827396	.0239586	-15.98	0.000	-.4443271	-.321152
vix	.0226619	.0031629	7.16	0.001	.0145314	.0307924
default	.8107595	.3144664	2.58	0.050	.0023978	1.619121
_cons	8.326692	.2614034	31.85	0.000	7.654733	8.998651

Por último, se buscó la solución a través del modelo de *System GMM* (Blundell y Bond, 1998) de paneles dinámicos (Fig.14). Este modelo instrumenta las variables endógenas, a través de sus rezagos con las diferencias y los niveles de los mismos, generando un sistema de ecuaciones. Luego de varios intentos, la mejor especificación que se halló controlando por heterocedasticidad fue i) introduciendo un rezago en la variable dependiente como variable explicativa, ii) indicando como variables endógenas al primer rezago de la variable dependiente y el primer rezago del

endeudamiento, la cuenta corriente, el crecimiento del PBI, las reservas, y colapsando el resto de los rezagos, iii) indicando como variable independiente el índice vix. Para que este modelo sea válido, es condición necesaria que los instrumentos no estén correlacionados con los residuos, lo cual se chequeó con el test de Arellano-Bond, que no rechaza la hipótesis nula de autocorrelación AR(1) y AR(2). También, a pesar de que el número de instrumentos (12) es mayor al número de grupos (6), el test de Sargan no rechaza la hipótesis nula de validez de las restricciones de sobreidentificación. Finalmente, el test de Wald indica que las variables son significativas conjuntamente, los test t muestran significatividad al 5% y todas las variables tienen sus signos esperados.

Figura 14: el modelo de System GMM, verifica el test de Arellano Bond y el contraste de Sargan. Todas las variables son significativas con sus signos esperados.

Dynamic panel-data estimation, one-step system GMM

Group variable: cod	Number of obs	=	102
Time variable : tiempo	Number of groups	=	6
Number of instruments = 12	Obs per group: min	=	17
Wald chi2(6) = 905.66	avg	=	17.00
Prob > chi2 = 0.000	max	=	17

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lembig						
L1.	.7462887	.0726208	10.28	0.000	.6039545	.8886229
endeudamiento	.0087609	.0014582	6.01	0.000	.0059029	.0116189
cuenta_corr	-.0622107	.0156327	-3.98	0.000	-.0928502	-.0315711
pbi_crec	-.042946	.0051263	-8.38	0.000	-.0529933	-.0328986
reservas	-.0424019	.0220912	-1.92	0.055	-.0856997	.000896
vix	.0276935	.0061527	4.50	0.000	.0156343	.0397526
_cons	1.161633	.5988728	1.94	0.052	-.012136	2.335402

Instruments for first differences equation

Standard

D.vix

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

L.(L.lembig endeudamiento cuenta_corr pbi_crec reservas) collapsed

Instruments for levels equation

Standard

vix

_cons

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

D.(L.lembig endeudamiento cuenta_corr pbi_crec reservas) collapsed

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -1.23 Pr > z = 0.219

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = -1.25 Pr > z = 0.211

Sargan test of overid. restrictions: chi2(5) = 6.98 Prob > chi2 = 0.222
(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(5) = 0.00 Prob > chi2 = 1.000
(Robust, but weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group:	chi2(0)	=	0.00	Prob > chi2 =	.
Difference (null H = exogenous):	chi2(5)	=	0.00	Prob > chi2 =	1.000

iv(vix)

Hansen test excluding group:	chi2(4)	=	0.00	Prob > chi2 =	1.000
Difference (null H = exogenous):	chi2(1)	=	-0.00	Prob > chi2 =	1.000

Referencias

Ades, Alberto, Federico Kaune, Paulo Leme, Rumi Masih, and Daniel Tenengauzer (2000), "Introducing GS-ESS: A New Framework for Assessing Fair Value in Emerging Markets Hard-Currency Debt", Global Economic Paper No. 45, Goldman Sachs, New York.

Allen, Franklin (1983), "Credit Rationing and Payment Incentives", *The Review of Economic Studies*, Vol. 50, No. 4, October, pp. 639-646.

Balazs, Csonto, Ivaschenko Iryna (2013), "Determinants of Sovereign Bond Spreads in Emerging Markets: Local Fundamentals and Global Factors vs. Ever-Changing Misalignments", Volúmenes 13-164 de IMF working paper, ISSN 1934-7073.

Baltagi, Badi H. (1995), "Econometric Analysis of Panel Data", John Wiley and Sons, Chichester.

Eaton, Jonathan, and Mark Gersovitz (1981), "Debt with Potential Repudiation: Theoretical and Empirical Analysis", *Review of Economic Studies*, Vol. 48. No. 2, April, pp. 289-309.

Edwards, S. (1984), "LDC's foreign borrowing and default risk: an empirical investigation 1976–1980", National Bureau of Economic Research Working Paper, 1172, pp. 1–38.

Eichengreen, B., Rose, A., Wyplosz, C. (1996), "Contagious currency crises", National Bureau of Economic Research Working Paper, pp. 1–49.

Eichengreen, Barry, and Ashoka Mody (1998), "What Explains Changing Spreads on Emerging-Market Debt: Fundamentals or Market Sentiment?", Working Paper No. 6408, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

González, Rozada M., Levy Yeyati, E. (2008), "Global factors and emerging market spreads", *Economic Journal*, vol 118, 1917–1936.

Gruber, Joseph W., Kamin, Steven B. (2012), "Fiscal Positions and Government Bond Yields in OECD Countries," *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 44(8), pp 1563-1587.

JP Morgan (1999), "Introducing the JP Morgan Emerging Markets Bond Index Global (EMBI Global)", Methodology Brief, JP Morgan, New York.

Labra, Romilio, Torrecillas, Celia, "Guía CERO para datos de panel. Un enfoque práctico", Working Paper # 2014/16 UAM-Accenture Working Papers

Martinez, L., Terceño, A., Teruel, M. (2013), "Sovereign bond spreads determinants in Latin American countries: Before and during the XXI financial crisis", *Emerging Markets Review*, Elsevier, vol. 17(C), pp 60-75.

Min, Hong G. (1998), "Determinants of Emerging Market Bond Spread: Do Economic Fundamentals Matter?", Policy Research Working Paper No. WPS 1899, The World Bank, Washington D.C.

Park, Hun Myoung (2011), "Practical Guides To Panel Data Modeling: A Step-by-step Analysis Using Stata", Tutorial Working Paper, Graduate School of International Relations, International University of Japan.

Patje, F. (2014), "Determinants of sovereign yield spreads within the EMU: Country fundamentals and credit rating agencies", Department of Finance, Tilburg University.

Rowland, P., Torres, J. (2004), "Determinants of spread and creditworthiness for emerging market sovereign debt: a panel data study", Banco de la República Borradores de Economía, 295 1–55.

Tebaldi, E., Nguyen, H., Zuluaga, J. (2018), "Determinants of emerging markets' financial health: A panel data study of sovereign bond spreads", Research in International Business and Finance, Elsevier, vol. 45(C), pp 82-93.



Universidad de
San Andrés