



UNIVERSIDAD AUTÓNOMA CHAPINGO

DIVISIÓN DE CIENCIAS ECONÓMICO-ADMINISTRATIVAS

MAESTRÍA EN CIENCIAS EN ECONOMÍA AGRÍCOLA Y DE LOS RECURSOS NATURALES

Volatilidad y transmisión del riesgo en el mercado de divisas hacia indicadores financieros mexicanos

TESIS

Que como requisito parcial para obtener el grado de:

MAESTRO EN CIENCIAS EN ECONOMÍA AGRÍCOLA Y DE LOS RECURSOS NATURALES

Presenta

Dario Vasquez Gonzalez

Bajo la supervisión de

Dr. Alberto Gallegos David



APROBADA



Chapingo, Estado de México, octubre de 2026



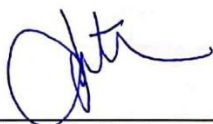
**Volatilidad y transmisión del riesgo en el mercado de divisas hacia
indicadores financieros mexicanos**

Tesis realizada por Dario Vasquez Gonzalez bajo la supervisión del Comité Asesor indicado, aprobada por el mismo y aceptada como requisito parcial para obtener el grado de:

**MAESTRO EN CIENCIAS EN ECONOMÍA AGRÍCOLA Y DE LOS
RECURSOS NATURALES**

DIRECTOR: 
Dr. Alberto Gallegos David

ASESOR: 
M.C. Gabriel Arcángel Rodríguez Yam

ASESOR: 
M.C. José María Contreras Castillo

CONTENIDO

CAPÍTULO 1. INTRODUCCIÓN GENERAL	1
1.1 Importancia del problema	1
1.2 Antecedentes	2
1.3 Justificación y alcance	4
1.4 Hipótesis de la investigación	6
1.5 Objetivos	7
1.5.1 Objetivo general	7
1.5.2 Objetivos específicos	8
1.6 Estructura de la tesis	8
CAPÍTULO 2. REVISIÓN DE LITERATURA	10
2.1 Volatilidad de los mercados financieros	10
2.1.1 Hechos estilizados de los rendimientos	10
2.1.2 De ARCH a GARCH	11
2.1.3 Respuesta asimétrica y distribución de las innovaciones	11
2.1.4 Persistencia, memoria larga y cambios de régimen	12
2.1.5 Evaluación fuera de muestra y selección de modelos	13
2.1.6 Evidencia sobre la volatilidad del peso mexicano	14
2.2 Medición del riesgo de cola	15
2.2.1 Valor en riesgo, déficit esperado y coherencia	15
2.2.2 Estimación de los extremos	16
2.2.3 Retrocontraste del valor en riesgo y del déficit esperado	17
2.2.4 Regresión cuantílica y valor en riesgo condicionado	17
2.3 Transmisión del riesgo entre mercados	18
2.3.1 Interdependencia, contagio y canales del tipo de cambio	18
2.3.2 Correlación condicional y conectividad direccional	20
2.3.3 Dependencia de cola y conectividad cuantílica	21
2.4 Síntesis y preguntas de la investigación	23
2.5 Literatura citada	24
CAPÍTULO 3. ASIMETRÍA, MEMORIA LARGA Y RIESGO DE COLA DEL PESO MEXICANO	29

3.1 Resumen	29
3.2 Abstract.....	29
3.3 Introducción	30
3.4 Estado del arte.....	31
3.5 Metodología	32
3.5.1 Datos y construcción de los cruces	32
3.5.2 Hechos estilizados y especificaciones candidatas	33
3.5.3 Protocolo de estimación y evaluación fuera de muestra.....	36
3.5.4 Riesgo de cola y retrocontrastes	39
3.6 Resultados y discusión	41
3.6.1 Línea base y asimetría	41
3.6.2 Memoria larga y cambio de régimen	43
3.6.3 Selección fuera de muestra	45
3.6.4 Riesgo de cola.....	48
3.6.5 Implicaciones económicas.....	51
3.7 Conclusiones y recomendaciones	54
3.8 Financiamiento	55
3.9 Referencias.....	55
CAPÍTULO 4. CONECTIVIDAD DE VOLATILIDAD Y RIESGO ENTRE	
TIPOS DE CAMBIO Y LOS MERCADOS FINANCIEROS MEXICANOS	59
4.1 Resumen	59
4.2 Abstract.....	59
4.3 Introducción	60
4.4 Revisión de literatura	61
4.5 Metodología	61
4.5.1 Mercados receptores, datos, alineación y matriz de sistemas.....	62
4.5.2 Modelos marginales y evaluabilidad de la cola.....	64
4.5.3 Conectividad generalizada estática y dinámica	66
4.5.4 Inferencia, multiplicidad y reglas de decisión.....	69
4.6 Análisis de resultados y discusión	71
4.6.1 Modelos marginales y composición de la red	71

4.6.2 Nivel y dirección de la conectividad	72
4.6.3 Horizonte, robustez y sensibilidad de la dirección	76
4.6.4 Conectividad dinámica y episodios.....	78
4.6.5 El componente común del dólar	83
4.7 Conclusiones	84
4.8 Referencias.....	85
CAPÍTULO 5. RIESGO DE COLA CONDICIONAL ENTRE TIPOS DE CAMBIO Y LOS MERCADOS FINANCIEROS MEXICANOS.....	88
5.1 Resumen	88
5.2 Abstract.....	88
5.3 Introducción	89
5.4 Metodología.....	91
5.4.1 Datos, pérdidas e información disponible	91
5.4.2 Filtros y residuos estandarizados	93
5.4.3 CoVaR, variantes y normalizaciones.....	94
5.4.4 Conectividad cuantílica.....	96
5.4.5 Inferencia y evaluación móvil.....	97
5.5 Resultados y discusión	99
5.5.1 Asociación bilateral y condicionamiento	99
5.5.2 Estandarización y comparación de magnitudes	102
5.5.3 Conectividad cuantílica y convención residual	105
5.5.4 Dinámica y calibración.....	106
5.5.5 Magnitudes económicas y alcance	110
5.6 Conclusiones	111
5.7 Referencias.....	113
CAPÍTULO 6. CONCLUSIONES GENERALES.....	115
CAPÍTULO 7. LITERATURA CITADA.....	119
APÉNDICE A: Análisis exploratorio del tipo de cambio del peso frente a las divisas de la canasta DEG del FMI	121
APÉNDICE B: Especificaciones, selección y riesgo de cola.....	144

APÉNDICE C: Series de los mercados mexicanos, conectividad y riesgo de cola	172
APÉNDICE D: Secuencia en la ejecución de la investigación	207

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Diferencia acumulada de QLIKE por magnitud del rendimiento al cuadrado, 2020-2026.....	47
Figura 2. Conectividad móvil con ventanas de 250 observaciones, alineación simultánea: (a) índice de conectividad total de los sistemas de volatilidad y de déficit esperado; (b) NET del bloque cambiario en los sistemas de volatilidad, 2004-2026.....	79
Figura 3. ΔCoVaR móvil de la variante principal en el cuantil 0.95, ventanas de 500 observaciones: (a) receptor IPC, (b) receptor Bono M, 2005-2024.....	107
Figura 4. Conectividad cuantílica móvil con la matriz residual no centrada, ventanas de 250 observaciones: (a) índice de conectividad total por cuantil; (b) brechas respecto de la mediana, 2004-2024.	109

LISTA DE CUADROS

Cuadro 3.1. Series primarias de FRED y construcción de los tipos de cambio, en pesos mexicanos por unidad de divisa.	33
Cuadro 3.2. Persistencia de la línea base y ajuste de las especificaciones asimétricas, 1999-2019.....	42
Cuadro 3.3. Parámetro fraccional estimado por cruce y familia, 1999-2019.....	43
Cuadro 3.4. Características de los estados del MS-GARCH de dos estados, 1999-2019.	45
Cuadro 3.5. Selección por QLIKE y comparación con GARCH(1,1), del 2 de enero de 2020 al 14 de agosto de 2026.....	46
Cuadro 3.6. Excepciones del VaR y promedio temporal del ES al 1% para depreciaciones, del 19 de enero de 2021 al 14 de agosto de 2026.....	50
Cuadro 3.7. Volatilidad condicional y ES al 1% de las depreciaciones en la reconstrucción histórica, 1999-2026.	52
Cuadro 4.1. Sistemas de conectividad estimados: medida de cada nodo, receptores participantes, periodo y observaciones en la alineación simultánea.....	64
Cuadro 4.2. Reglas de decisión de las hipótesis.	70
Cuadro 4.3. Conectividad estática de la volatilidad en el sistema de siete nodos, muestra principal y alineación simultánea, en porcentaje de la varianza del error de pronóstico a diez observaciones.	73
Cuadro 4.4. Métricas direccionales del sistema de volatilidad y del sistema de cambios de la muestra principal con sus intervalos bootstrap de 95%, en puntos porcentuales de la varianza del error de pronóstico.	74
Cuadro 4.5. Índice total y NET del bloque cambiario en los sistemas de volatilidad y de déficit esperado de la muestra principal, por horizonte, robustez y orden de Cholesky, en puntos porcentuales.	77
Cuadro 4.6. Índice total móvil de la volatilidad en los siete episodios de estrés, sistema de siete nodos de la muestra principal, frente al umbral de 51.66% (mediana más una desviación estándar de la serie).	81

Cuadro 4.7. Efecto de sustituir MXN/EUR, MXN/GBP y MXN/JPY por sus residuos de una proyección contemporánea sobre MXN/USD en la conectividad, alineación simultánea, en puntos porcentuales.....	83
Cuadro 5.1. ΔCoVaR de la variante principal de los cruces hacia los mercados, con intervalos bootstrap de 95% en el cuantil 0.99, 2003-2024. ...	100
Cuadro 5.2. Sensibilidades del ΔCoVaR principal en el cuantil 0.99 para los doce pares de cruce hacia los mercados.	102
Cuadro 5.3. ΔCoVaR sobre residuos estandarizados en el cuantil 0.99, dirección de cruce hacia los mercados, con intervalos bootstrap de 95%, 2003-2024.....	103
Cuadro 5.4. ΔCoVaR normalizado sobre pérdidas y sobre residuos estandarizados en el cuantil 0.99, dirección de cruce hacia los mercados.	104
Cuadro 5.5. Conectividad cuantílica estática con la matriz residual no centrada (M) y centrada (S).	105
Cuadro 5.6. Predicción móvil del cuantil condicional 0.95 a una observación: frecuencia de excedencias y rechazos de las pruebas de cobertura, 2005-2024.....	108
Cuadro 5.7. Magnitud del ΔCoVaR principal en el cuantil 0.99 por receptor y equivalencia en pesos por millón de exposición.	110

LISTA DE APÉNDICES

APÉNDICE A: Análisis exploratorio del tipo de cambio del peso frente a las divisas de la canasta DEG del FMI	121
Cuadro A.1. Auditoría del calendario común de las cinco series primarias.	121
Cuadro A.2. Rendimientos exactamente nulos y su racha máxima, 1999-2026.....	121
Figura A.1. Niveles de los cruces del peso y de los componentes externos, 1999-2026.....	122
Figura A.2. Rendimientos logarítmicos diarios, 1999-2026.....	123
Cuadro A.3. Pruebas de raíz unitaria y de estacionariedad sobre niveles y rendimientos.	124
Cuadro A.4. Raíz unitaria con un quiebre endógeno en los logaritmos de los niveles.	124
Cuadro A.5. Prueba de cointegración de Johansen sobre los componentes externos.	125
Cuadro A.6. Media, dispersión y posición de los rendimientos diarios, 1999-2026.....	125
Cuadro A.7. Medidas robustas, extremos y forma de la distribución de los rendimientos, 1999-2026.....	125
Cuadro A.8. Percentiles de los rendimientos diarios, 1999-2026.	126
Cuadro A.9. Volatilidad anualizada de los cruces por episodio, partición fijada antes del análisis.....	126
Cuadro A.10. Ocho mayores movimientos absolutos de cada cruce, 1999-2026.....	126
Cuadro A.11. Pruebas de normalidad de los rendimientos.....	127
Cuadro A.12. Índice de cola de Hill por cola y fracción de observaciones extremas.	128
Cuadro A.13. Ajuste de distribuciones incondicionales a los rendimientos estandarizados.	128

Figura A.3. Gráficos cuantil-cuantil de los rendimientos estandarizados frente a la distribución normal.....	129
Figura A.4. Perfiles del índice de Hill según el número de estadísticos de orden.....	130
Cuadro A.14. Valores p de las pruebas de autocorrelación de los rendimientos.	130
Cuadro A.15. Razón de varianzas y magnitud de la autocorrelación de primer orden.	131
Cuadro A.16. Selección del orden ARMA por el criterio de información bayesiano.	131
Cuadro A.17. Dependencia de los residuos al cuadrado de la ecuación de media.	132
Figura A.5. Volatilidad móvil anualizada de los cruces, ventana de 250 días.....	132
Cuadro A.18. Número de cambios de varianza detectados por el algoritmo ICSS.....	133
Cuadro A.19. Fechas de cambio de varianza detectadas con la corrección κ^2	133
Cuadro A.20. Fechas de cambio estructural en la varianza según Bai y Perron, con intervalo de confianza de 95%.	133
Cuadro A.21. Criterios de información para el número de quiebres de Bai y Perron.....	134
Figura A.6. Volatilidad móvil de cada cruce y fechas de quiebre de Bai y Perron.....	135
Cuadro A.22. Estimación de Geweke y Porter-Hudak sobre el valor absoluto del residuo de la media.	136
Cuadro A.23. Memoria larga antes y después de ajustar por los regímenes de varianza.	136
Cuadro A.24. Pruebas de sesgo de signo y de tamaño de Engle y Ng.	137
Cuadro A.25. Valores p de la prueba BDS sobre los rendimientos y sobre los residuos del filtro auxiliar.....	137

Cuadro A.26. Descomposición exacta de la varianza de cada cruce.	137
Cuadro A.27. Correlaciones de Pearson (sobre la diagonal) y de Spearman (bajo la diagonal) entre los cruces.....	138
Cuadro A.28. Correlaciones de Pearson entre los componentes externos.....	138
Cuadro A.29. Condicionamiento de la matriz de correlaciones de los rendimientos por panel.	138
Cuadro A.30. Coeficientes de dependencia de cola con MXN/USD e intervalos de 95%.	138
Cuadro A.31. Prueba de correlación condicional constante de Engle y Sheppard en los cinco cruces.....	139
Figura A.7. Participación del componente externo en la varianza de cada cruce, ventana móvil de 250 días.	139
Figura A.8. Correlación de cada cruce con MXN/USD, ventana móvil de 250 días.....	140
Figura A.9. Correlaciones de excedencia de cada cruce con MXN/USD por umbral y cola.	140
Cuadro A.32. Componente externo del yuan (CNY/USD) por régimen cambiario.	141
Cuadro A.33. Segmentación endógena de la varianza del componente CNY/USD según Bai y Perron.	141
Figura A.10. Componente externo del yuan (CNY/USD): nivel y rendimientos, 1999-2026.	142
Cuadro A.34. Criterios para la composición del panel de cruces.....	142
Cuadro A.35. Número de condición del panel antes y después de aplicar los criterios.	143
APÉNDICE B: Especificaciones, selección y riesgo de cola.....	144
Cuadro B.1. Parámetros de GARCH(1,1) con innovación t sesgada en la muestra de estimación inicial.	144
Cuadro B.2. Criterios de información y persistencia de las especificaciones simétricas.	145

Cuadro B.3. Sensibilidad de GARCH(1,1) al inicio de la muestra de estimación.....	145
Cuadro B.4. Valores p de los diagnósticos de los residuos estandarizados de GARCH(1,1).	146
Cuadro B.5. Parámetros de GJR-GARCH(1,1) en la muestra de estimación inicial.....	146
Cuadro B.6. Parámetros de EGARCH(1,1) en la muestra de estimación inicial.....	147
Cuadro B.7. Parámetros de APARCH(1,1) en la muestra de estimación inicial.....	147
Cuadro B.8. Ajuste y persistencia de las especificaciones asimétricas frente a GARCH(1,1).	148
Cuadro B.9. Razón de respuesta a innovaciones de igual magnitud orientadas como depreciación y apreciación.	148
Cuadro B.10. Diagnóstico de los residuos de la línea base y de las especificaciones asimétricas.	149
Cuadro B.11. Parámetro fraccional y decaimiento de los ponderadores en la muestra de estimación inicial.	150
Cuadro B.12. Comparación de cada especificación fraccional con su modelo anidado de memoria corta.	151
Cuadro B.13. Parámetros de FIGARCH(1,d,1) en la muestra de estimación inicial.....	151
Cuadro B.14. Parámetros de FIAPARCH(1,d,1) en la muestra de estimación inicial.....	152
Cuadro B.15. Parámetros de FIEGARCH(1,d,1) en la muestra de estimación inicial.....	152
Cuadro B.16. Valores p de los diagnósticos de los residuos de las especificaciones fraccionales.	153
Cuadro B.17. Parámetros del MS-GARCH de dos estados en la muestra de estimación inicial.....	153

Cuadro B.18. Características de los estados del MS-GARCH de dos estados.	154
Cuadro B.19. Comparación de los MS-GARCH con el modelo de un estado estimado en el mismo programa.	154
Cuadro B.20. Diagnóstico de los residuos y de la transformación integral de probabilidad de los MS-GARCH.	155
Cuadro B.21. Probabilidad suavizada media del estado de estrés en los tramos de cambio de varianza.	155
Cuadro B.22. Persistencia aparente simulada desde el MS-GARCH de dos estados.	156
Figura B.1. Probabilidad suavizada del estado de estrés del MS-GARCH de dos estados, muestra de estimación inicial.	157
Cuadro B.23. Frecuencia de recuperación del modelo verdadero con un proxy ruidoso.	158
Cuadro B.24. Tasas de rechazo de las pruebas de retrocontraste en la validación del protocolo.	158
Cuadro B.25. Pérdida QLIKE media de los pronósticos a un paso, 2020-2026.	159
Cuadro B.26. Pérdida MSE media de los pronósticos a un paso, 2020-2026.	159
Cuadro B.27. Valores p del conjunto de confianza de modelos con la pérdida QLIKE.	160
Cuadro B.28. Valores p de Diebold y Mariano frente a GARCH(1,1) con la pérdida QLIKE.	160
Cuadro B.29. Sensibilidad de la selección por QLIKE a la muestra y al tratamiento del proxy.	161
Cuadro B.30. Especificación con la menor QLIKE media en cada año del periodo de evaluación.	161
Cuadro B.31. Margen del modelo seleccionado frente al segundo del conjunto de confianza.	162

Cuadro B.32. Parámetro fraccional en las 83 reestimaciones de la evaluación.....	162
Cuadro B.33. Regresión de calibración del segundo momento del modelo seleccionado.	163
Cuadro B.34. Prueba BDS por simulación paramétrica sobre los residuos del modelo seleccionado.....	163
Cuadro B.35. Estadístico BDS de los residuos del modelo seleccionado por radio.....	164
Figura B.2. Volatilidad pronosticada a un paso por el modelo seleccionado y rendimiento absoluto, 2020-2026.....	165
Cuadro B.36. Distribución de Pareto generalizada ajustada a los residuos predictivos del modelo seleccionado.....	166
Cuadro B.37. Sensibilidad del parámetro de forma de Pareto al umbral. ...	166
Cuadro B.38. Excepciones del VaR y valor p de la prueba de cobertura condicional, 2021-2026.....	166
Cuadro B.39. Valores p del retrocontraste del ES, 2021-2026.	167
Cuadro B.40. Excepciones del VaR sumadas sobre los cinco cruces.....	168
Cuadro B.41. Resumen de los retrocontrastes por enfoque.....	168
Cuadro B.42. Transformación integral de probabilidad de los residuos predictivos con la cola EVT.....	168
Figura B.3. VaR al 1% de las depreciaciones pronosticado con la t sesgada y con EVT frente al rendimiento, 2021-2026.	169
Cuadro B.43. Distribución de Pareto generalizada de muestra completa para la reconstrucción histórica.	170
Cuadro B.44. Relación entre el ES al 1% de las depreciaciones y la volatilidad condicional en la reconstrucción histórica.....	170
Cuadro B.45. Sensibilidad del ES histórico de MXN/USD a la longitud de la ventana de cola.....	170
Figura B.4. ES al 1% de las depreciaciones en la reconstrucción histórica, 1999-2026.	171

APÉNDICE C: Series de los mercados mexicanos, conectividad y riesgo de cola	172
Cuadro C.1. Disponibilidad de las series de los mercados mexicanos y del VIX en los archivos de origen.	172
Cuadro C.2. Conciliación del calendario de las cotizaciones H.10 con los calendarios mexicano y del VIX.	173
Cuadro C.3. Horizonte efectivo de los rendimientos y rezago del VIX en la muestra núcleo, 1999-2026.	173
Cuadro C.4. Reemplazos del título de referencia del Bono M de 7 a 10 años.....	175
Cuadro C.5. Cambios de rendimiento del Bono M excluidos por un cupón inconsistente.	175
Cuadro C.6. Cambios diarios del Bono M antes y después de excluir los seis cambios con cupón inconsistente.....	175
Cuadro C.7. Efecto del plazo residual del Bono M sobre la variabilidad del rendimiento de su precio.....	176
Cuadro C.8. Cambios diarios de la TIIE a 28 días antes y después del cambio de metodología de 2025.....	176
Cuadro C.9. Verificación de la fecha asignada a la TIIE a 28 días.	176
Cuadro C.10. Participación de los días de cambio de la tasa objetivo en la varianza de los cambios diarios de la TIIE y del Bono M.	177
Cuadro C.11. Estadísticos descriptivos de las series de trabajo de los mercados mexicanos y del VIX.....	177
Cuadro C.12. Pruebas de raíz unitaria y de estacionariedad de las series de los mercados mexicanos y del VIX.....	177
Cuadro C.13. Memoria larga en las series con conclusión ambigua de estacionariedad.	178
Cuadro C.14. Dependencia en la media y efectos ARCH de los mercados mexicanos.....	178
Figura C.1. Series de los mercados mexicanos y del VIX, 1999-2026.	179

Cuadro C.15. Diagnóstico de los receptores en la muestra de estimación.....	180
Cuadro C.16. Comparación predictiva de los filtros candidatos.....	180
Cuadro C.17. Parámetros de los filtros seleccionados con muestra completa.	180
Cuadro C.18. Resumen de los filtros seleccionados con muestra completa.	181
Cuadro C.19. Diagnóstico de los residuos estandarizados de los filtros seleccionados.....	181
Cuadro C.20. Prueba BDS por simulación paramétrica sobre los residuos del GARCH(1,1) de referencia de los receptores.	181
Cuadro C.21. Cambios de la varianza incondicional de los receptores.	182
Cuadro C.22. Retrocontrastes del VaR y del ES de los receptores.....	183
Cuadro C.23. Transformada integral de probabilidad de las predicciones fuera de muestra de los receptores.	183
Cuadro C.24. Aplicación de la regla de evaluabilidad del ES.	184
Figura C.2. Volatilidad condicional de los receptores, 2003-2026.	184
Cuadro C.25. Comparación acotada de la distribución de referencia de los cruces.....	185
Cuadro C.26. Recuperación de participaciones en procesos simulados. ...	185
Cuadro C.27. Conectividad estática del déficit esperado en el sistema de seis nodos, muestra principal y alineación simultánea.	186
Cuadro C.28. Conectividad estática de los rendimientos y cambios diarios en el sistema de siete nodos, muestra principal y alineación simultánea.	186
Cuadro C.29. Rejilla completa de calibración del remuestreo de conectividad.....	187
Cuadro C.30. Intervalos bootstrap del índice total y del NET del bloque cambiario.	188
Cuadro C.31. Conectividad recibida desde el bloque cambiario.....	189
Cuadro C.32. Papeles por nodo en las ventanas móviles.	189

Cuadro C.33. Saldo neto por vínculo en las ventanas móviles.....	190
Figura C.3. Saldo neto móvil de cada nodo en el sistema de volatilidad de siete nodos, 2004-2024.	191
Cuadro C.34. Cambios diarios del índice móvil mayores que 10 pp o menores que -5 pp, sistemas de seis nodos de la muestra extendida.....	192
Cuadro C.35. Distribución de los cambios absolutos diarios del TCI.....	192
Cuadro C.36. Promedio y máximo anuales del índice móvil en los sistemas de seis nodos de la muestra extendida.	193
Cuadro C.37. Composición de ventana y diagnósticos auxiliares de episodios.....	194
Cuadro C.38. Índice móvil con ventanas de 250 y de 500 observaciones.....	194
Cuadro C.39. Sensibilidad a la exclusión de la TIIE en el sistema de cambios.	195
Cuadro C.40. Mayores saltos del logaritmo de la volatilidad condicional de la TIIE el día hábil siguiente a un cambio de la tasa objetivo, 2008- 2024.....	195
Cuadro C.41. Ventanas con NET del bloque cambiario fuera del eje de la figura de conectividad móvil del segundo artículo.....	195
Cuadro C.42. Ventanas inestables de los tres paneles representados en el segundo artículo.	196
Cuadro C.43. Niveles del CoVaR y traducción del ΔCoVaR principal a pesos, $\tau = 0.99$	197
Cuadro C.44. Valuación del Bono M de referencia ante el ΔCoVaR principal, $\tau = 0.99$	197
Cuadro C.45. Rejilla de rendimiento para la valuación del Bono M.	198
Cuadro C.46. Movimientos de la TIIE en los días de estrés de cada cruce.....	198
Cuadro C.47. ΔCoVaR sin variables de estado en dirección de cruce hacia mercado.	198
Cuadro C.48. Dirección exploratoria de mercado hacia cruce.....	199

Cuadro C.49. Las 24 celdas de la variante por excedencia.....	199
Cuadro C.50. Desplazamientos ante depreciaciones y apreciaciones extremas de MXN/USD con pendientes separadas por signo.	200
Cuadro C.51. Conectividad cuantílica en $\tau = 0.95$ (cola adversa), muestra principal.	200
Cuadro C.52. Conectividad cuantílica en $\tau = 0.50$ (mediana), muestra principal.	201
Cuadro C.53. Conectividad cuantílica en $\tau = 0.05$ (cola favorable), muestra principal.	201
Cuadro C.54. Índice de conectividad cuantílica con matrices no centrada y centrada.	202
Cuadro C.55. Conectividad cuantílica móvil dentro y fuera de los episodios de estrés.....	202
Cuadro C.56. Calibración del remuestreo bilateral en las seis combinaciones.....	203
Cuadro C.57. Intervalos analíticos del ΔCoVaR principal y sensibilidad de su semiamplitud.....	203
Cuadro C.58. Nivel de confianza efectivo de los intervalos analíticos bajo rotaciones circulares.	204
Figura C.4. Trayectorias del ΔCoVaR hacia la TIIE en el cuantil 0.95, 2005-2024.....	205
Cuadro C.59. Resumen de las 24 trayectorias móviles del ΔCoVaR en τ $= 0.95$	206
Cuadro C.60. Retrocontrastes de las 24 trayectorias móviles en las dos variantes.	206
APÉNDICE D: Secuencia en la ejecución de la investigación	207
Figura D.1. Plan de los datos y análisis exploratorio de los tipos de cambio.	208
Figura D.2. Plan del primer artículo: especificación y evaluación de los modelos de volatilidad.	209

Figura D.3. Plan del primer artículo: selección final, riesgo de cola y entrega a los artículos de transmisión.	210
Figura D.4. Plan de los artículos de transmisión: alcance, datos de los mercados mexicanos y modelos de los receptores.	211
Figura D.5. Plan del segundo artículo: conectividad de volatilidad y de riesgo.	212
Figura D.6. Plan del tercer artículo: reglas del riesgo de cola condicional.	213
Figura D.7. Plan del tercer artículo: ejecución, inferencia y cierre del alcance.	214

ABREVIATURAS USADAS

ADF: Prueba de raíz unitaria de Dickey y Fuller aumentada
AIC: Criterio de información de Akaike
APARCH: Modelo autorregresivo de heterocedasticidad condicional de potencia asimétrica
ARCH: Modelo autorregresivo de heterocedasticidad condicional
ARCH-LM: Prueba del multiplicador de Lagrange para efectos ARCH
ARMA: Modelo autorregresivo y de media móvil
BDS: Prueba de independencia de Brock, Dechert y Scheinkman
BIC: Criterio de información bayesiano
BMV: Bolsa Mexicana de Valores
CC: Prueba de cobertura condicional del valor en riesgo
CDS: Seguros de incumplimiento crediticio (*credit default swaps*)
CNY: Yuan chino
CoVaR: Valor en riesgo condicionado al estado de otro mercado
CVaR: Valor en riesgo condicional, sinónimo del déficit esperado
DCC: Correlación condicional dinámica
DEG: Derechos especiales de giro
DICEA: División de Ciencias Económico-Administrativas
DM: Prueba de Diebold y Mariano
EGARCH: Modelo GARCH exponencial
EMBI: Diferencial soberano de los bonos de mercados emergentes (*Emerging Markets Bond Index*)
ES: Déficit esperado (*expected shortfall*)
EUR: Euro
EVT: Teoría de valores extremos
FHS: Simulación histórica filtrada
FIAPARCH: Modelo APARCH fraccionalmente integrado
FIEGARCH: Modelo EGARCH fraccionalmente integrado
FIGARCH: Modelo GARCH fraccionalmente integrado
FIX: Tipo de cambio FIX que determina el Banco de México

FMI: Fondo Monetario Internacional
 FRED: Base de datos *Federal Reserve Economic Data*
 FROM: Conectividad recibida desde los demás nodos
 GARCH: Modelo autorregresivo generalizado de heterocedasticidad condicional
 GBP: Libra esterlina
 GED: Distribución generalizada del error
 GJR-GARCH: Modelo GARCH de Glosten, Jagannathan y Runkle
 GPH: Estimador log-periodograma de Geweke y Porter-Hudak
 ICSS: Algoritmo de suma acumulada iterada de cuadrados para detectar cambios de varianza
 IGARCH: Modelo GARCH integrado
 IPC: S&P/BMV Índice de Precios y Cotizaciones
 JPY: Yen japonés
 KPSS: Prueba de estacionariedad de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin
 KS: Prueba de Kolmogorov y Smirnov
 LB: Prueba de Ljung y Box
 LWZ: Criterio de información de Liu, Wu y Zidek
 MAD: Desviación absoluta mediana
 MCS: Conjunto de confianza de modelos
 MS-GARCH: Modelo GARCH con cambio de régimen markoviano
 MSE: Error cuadrático medio
 MXN: Peso mexicano
 NET: Conectividad neta
 pb: Puntos base
 PIT: Transformación integral de probabilidad
 PP: Prueba de raíz unitaria de Phillips y Perron
 pp: Puntos porcentuales
 QLIKE: Pérdida cuasiverosímil
 QVAR: Modelo vectorial autorregresivo cuantílico
 SECIHTI: Secretaría de Ciencia, Humanidades, Tecnología e Innovación
 SIE: Sistema de Información Económica del Banco de México

TCI: Índice de conectividad total

TIE: Tasa de interés interbancaria de equilibrio

TO: Conectividad transmitida a los demás nodos

UC: Prueba de cobertura incondicional del valor en riesgo

USD: Dólar estadounidense

VAR: Modelo vectorial autorregresivo

VaR: Valor en riesgo

VIX: Índice de volatilidad implícita del mercado de opciones de Chicago

Δ CoVaR: Incremento del CoVaR entre el estado de estrés y el estado mediano

AGRADECIMIENTOS

Agradezco a la Secretaría de Ciencia, Humanidades, Tecnología e Innovación (SECIHTI) por la beca de posgrado que me permitió realizar mis estudios en la Maestría en Ciencias en Economía Agrícola y de los Recursos Naturales.

A la Universidad Autónoma Chapingo, por la oportunidad de formarme en su programa de posgrado y por el respaldo institucional durante mis estudios.

A la División de Ciencias Económico-Administrativas (DICEA), por el espacio de formación e investigación que hizo posible este trabajo.

DATOS BIOGRÁFICOS



Datos personales

Nombre: Dario Vasquez Gonzalez

Formación académica

Carrera: Licenciatura en Estadística, Universidad Autónoma Chapingo

Maestría: Maestría en Ciencias en Economía Agrícola y de los Recursos Naturales, Universidad Autónoma Chapingo

RESUMEN GENERAL

Volatilidad y transmisión del riesgo en el mercado de divisas hacia indicadores financieros mexicanos¹

La medición del riesgo cambiario del peso mexicano exige separar la escala de sus movimientos, sus pérdidas extremas y su relación con los mercados nacionales. Se midió la volatilidad condicional y el riesgo de cola del peso frente a las divisas de la canasta de derechos especiales de giro (dólar, euro, libra esterlina, yen y yuan) y la dependencia de esos cruces con los mercados financieros mexicanos. Con cotizaciones diarias de 1999 a 2026 se compararon nueve modelos de varianza condicional con pronósticos a un día fuera de muestra y se retrocontrastaron el valor en riesgo y el déficit esperado en ambas colas. De 2003 a 2024 se midió la conectividad de volatilidad y déficit esperado entre cuatro cruces (sin el yuan, redundante con el dólar) y tres mercados (S&P/BMV IPC, tasa interbancaria a 28 días y Bono M de 7 a 10 años), y por regresión cuantílica el desplazamiento de su cola de pérdidas tras una depreciación extrema. La varianza fue entre 11.6% y 29.8% mayor tras una depreciación que tras una apreciación equivalente y las especificaciones con integración fraccional y asimetría obtuvieron la menor pérdida en los cinco cruces. Ninguna prueba evaluable rechazó con la corrección de Holm y el supuesto de cola modificó el déficit esperado al 1% hasta en 10.9%. El bloque cambiario resultó transmisor neto de volatilidad (18.71 puntos), pero los órdenes extremos de Cholesky invirtieron el signo. Una depreciación extrema se asoció con aumentos del percentil 99 de la pérdida accionaria (de 0.313 a 0.428 puntos porcentuales) y del cambio del rendimiento del bono (de 3.17 a 4.47 puntos base). Dado que ninguna ruta de inferencia superó su validación, estas relaciones quedaron como interdependencia predictiva y asociación de cola, sin identificar la dirección de la transmisión ni contagio.

Palabras clave: riesgo cambiario, volatilidad condicional, riesgo de cola, conectividad, mercados financieros mexicanos.

¹ Tesis de Maestría en Ciencias en Economía Agrícola y de los Recursos Naturales, Universidad Autónoma Chapingo.

Autor: Dario Vasquez Gonzalez

Director: Dr. Alberto Gallegos David

GENERAL ABSTRACT

Volatility and risk transmission from the foreign exchange market to Mexican financial indicators²

Measuring the exchange rate risk of the Mexican peso requires separating the scale of its movements, its extreme losses and its relation with domestic markets. The conditional volatility and tail risk of the peso against the currencies of the Special Drawing Rights basket (US dollar, euro, pound sterling, yen and yuan) were measured, together with the dependence between those exchange rates and Mexican financial markets. Nine conditional variance models were compared on daily prices from 1999 to 2026 using one-day-ahead out-of-sample forecasts, and value at risk and expected shortfall were backtested in both tails. From 2003 to 2024, volatility and expected shortfall connectedness was measured between four exchange rates (without the yuan, redundant with the dollar) and three markets (S&P/BMV IPC, 28-day interbank rate and 7-to-10-year M Bond), and the shift in their loss tail after an extreme depreciation was estimated by quantile regression. The variance was 11.6% to 29.8% higher after a depreciation than after an equivalent appreciation, and the specifications combining fractional integration and asymmetry had the lowest loss in all five exchange rates. None of the applicable tests rejected under the Holm correction, and the tail assumption changed the 1% expected shortfall by up to 10.9%. The exchange rate block was a net transmitter of volatility (18.71 points), but the extreme Cholesky orderings reversed the sign. An extreme depreciation was associated with increases in the 99th percentile of the equity loss (0.313 to 0.428 percentage points) and of the bond yield change (3.17 to 4.47 basis points). Since no inference route passed its validation, these relations were reported as predictive interdependence and tail association, without identifying the direction of transmission or contagion.

Key words: exchange rate risk, conditional volatility, tail risk, connectedness, Mexican financial markets.

² Master's Thesis in Agricultural and Natural Resources Economics, Universidad Autónoma Chapingo.

Author: Dario Vasquez Gonzalez

Advisor: Dr. Alberto Gallegos David

CAPÍTULO 1. INTRODUCCIÓN GENERAL

1.1 Importancia del problema

La medición del riesgo cambiario del peso mexicano requiere establecer cuánto pueden variar sus cotizaciones, qué pérdidas se concentran en los movimientos extremos y cómo se relacionan esas variaciones con los mercados financieros nacionales. El riesgo depende de la dirección de la exposición además de la magnitud del movimiento, ya que una obligación denominada en divisas pierde con la depreciación del peso y un ingreso fijo en esa moneda pierde con su apreciación. Una desviación estándar calculada con toda la historia reúne estados de incertidumbre distintos, de manera que no determina por sí misma la pérdida de una posición en una fecha dada.

El predominio del dólar tampoco vuelve equivalentes los riesgos de los demás cruces. El dólar participó en uno de los lados de 89.2% de las operaciones cambiarias mundiales de abril de 2025 (Bank for International Settlements, 2025), participación que explica su función como moneda puente. Pero cada cruce del peso con otra divisa se construye con el peso frente al dólar y con la cotización de esa divisa frente al dólar, así que incorpora la variación de ambos y puede diferir del movimiento observado frente al dólar. La tesis estudió los cruces del peso con las cinco divisas de la canasta de derechos especiales de giro (DEG) del Fondo Monetario Internacional (dólar, euro, libra esterlina, yen y yuan), cuya composición se mantuvo en la revisión de 2022 (International Monetary Fund, 2022). Esa selección dio un criterio común de relevancia internacional y no representó la composición de una cartera ni todas las exposiciones cambiarias de México.

La relación con los mercados nacionales amplía el problema. El rendimiento de una acción reúne noticias sobre los ingresos, los costos y el financiamiento de

las empresas, una tasa interbancaria recoge las condiciones de fondeo de corto plazo y el rendimiento al vencimiento de un bono gubernamental incorpora la compensación exigida por mantenerlo. Un inversionista que valora esos activos en otra moneda suma el movimiento cambiario al del activo, de manera que denominar un título en pesos no elimina su riesgo cambiario. Gadanez et al. (2018) encontraron en economías emergentes que una mayor volatilidad cambiaria se asoció con un rendimiento exigido mayor en los bonos soberanos en moneda local.

El problema investigado consistió en medir esos tres objetos sin confundirlos. La volatilidad condicional describe la escala de los movimientos dada la información disponible, el valor en riesgo (VaR) fija un umbral de pérdida y el déficit esperado (ES) resume la severidad media más allá de ese umbral, mientras que las medidas de conectividad y de riesgo condicionado describen relaciones entre mercados. Un pronóstico preciso de la varianza no asegura la calibración de las pérdidas extremas y una dirección estadística no identifica por sí misma el mercado que origina la perturbación. La tesis examinó qué representación de la volatilidad resultó útil para cada cruce, cuánto cambió la medida de riesgo con el tratamiento de la cola y qué relaciones con los mercados mexicanos pudieron documentarse con los datos disponibles.

1.2 Antecedentes

La modelación de la volatilidad condicional parte del modelo autorregresivo de heterocedasticidad condicional (ARCH) de Engle (1982) y de su generalización (GARCH) de Bollerslev (1986), que representa la persistencia de la varianza con pocos parámetros. Las extensiones posteriores separaron rasgos que esa formulación restringe, como la respuesta distinta al signo de la innovación, el decaimiento hiperbólico de los choques y los cambios entre estados de varianza. Una persistencia cercana a uno no distingue entre esas explicaciones, ya que los procesos con cambios de régimen reproducen una apariencia de memoria larga (Diebold e Inoue, 2001). La mayor flexibilidad tampoco garantiza un mejor

pronóstico, dado que Hansen y Lunde (2005) no encontraron evidencia de que alguna de 330 especificaciones superara al GARCH(1,1) en el tipo de cambio marco-dólar, mientras que en una acción las asimétricas resultaron mejores. Como la varianza condicional no se observa, la comparación de pronósticos depende del indicador que la aproxima y de la función de pérdida (Patton, 2011), y elegir entre muchos candidatos exige reconocer la incertidumbre de esa selección (Hansen et al., 2011).

La medición de los extremos añade la forma de la distribución a su escala. McNeil y Frey (2000) combinaron el filtrado de la volatilidad con la teoría de valores extremos para estimar cuantiles y medias de cola en series heterocedásticas y Christoffersen (1998) separó la frecuencia de las excedencias del VaR de su independencia en el tiempo, propiedades que importan cuando las fallas se agrupan en los periodos de estrés. Una cola con pocas observaciones limita la potencia de esas pruebas, por lo que la ausencia de rechazo no equivale a una calibración demostrada.

Para el peso mexicano, Benavides y Capistrán (2009) documentaron que las volatilidades de la tasa de interés de corto plazo y del tipo de cambio disminuyeron alrededor de la transición entre instrumentos de política monetaria y que su relación en varianza cambió entre regímenes, y Bush y López Noria (2021) relacionaron la volatilidad del peso frente al dólar con la incertidumbre interna e internacional, con predominio de la segunda. López Herrera et al. (2015) encontraron una dependencia más estrecha de la bolsa mexicana con el mercado mundial de capitales ante caídas en el régimen de alta volatilidad, Hofmann et al. (2020) relacionaron la apreciación frente al dólar con menores primas de riesgo de los bonos emergentes en moneda local y Tian et al. (2023) documentaron una dependencia de cola negativa y asimétrica entre divisas y acciones en diez economías emergentes, entre ellas México. Ninguno de esos trabajos comparó especificaciones para varios cruces del peso con un mismo calendario de evaluación, examinó la calibración de sus dos colas ni estableció el mismo orden

de receptores para la volatilidad, el déficit esperado y las pérdidas condicionadas a una depreciación extrema.

Las medidas multivariadas responden preguntas distintas. Las redes de Diebold y Yilmaz (2014) atribuyen la varianza del error de pronóstico de cada variable a las innovaciones de las demás y el valor en riesgo condicionado (CoVaR) de Adrian y Brunnermeier (2016) compara los cuantiles de un receptor entre estados definidos de otro mercado. Ninguna de las dos identifica el origen de una perturbación y como mostraron Forbes y Rigobon (2002), un aumento de la volatilidad eleva la correlación observada sin que cambie el vínculo entre mercados. Por ello la tesis distinguió la interdependencia de la intensificación del vínculo después de una perturbación y de su identificación causal. El Capítulo 2 desarrolla estos antecedentes.

1.3 Justificación y alcance

La investigación reunió en un mismo diseño la evaluación de los insumos marginales y la medición de las relaciones entre mercados. Los antecedentes analizaron el peso frente al dólar, los vínculos accionarios o los rendimientos soberanos con muestras y métodos distintos, de manera que no permiten saber si la representación útil para un cruce lo es para los demás ni si una relación observada en la volatilidad se conserva al medir las pérdidas extremas. Los cruces del peso frente al euro, la libra, el yen y el yuan se construyen con el peso frente al dólar, así que comparten un componente común que debe separarse antes de atribuir a cada divisa una relación propia con los mercados mexicanos. Las medidas de riesgo derivadas de un mismo filtro comparten además la escala de la volatilidad, lo que obliga a distinguir la semejanza que procede de la construcción de la que procede de la transmisión.

El análisis marginal usó cotizaciones diarias de enero de 1999 a agosto de 2026 y el cruce con el yuan se modeló desde julio de 2005 por la escasa variación previa de su componente frente al dólar. Se compararon nueve especificaciones de volatilidad condicional con pronósticos a un día evaluados de enero de 2020

a agosto de 2026 y las colas se evaluaron desde enero de 2021, una vez reunida la historia de residuos que sus estimaciones requieren. Las depreciaciones y las apreciaciones se analizaron por separado porque el movimiento adverso depende de la exposición.

El análisis multivariado comprendió los cruces con el dólar, el euro, la libra esterlina y el yen y un indicador de referencia por segmento del mercado financiero doméstico en pesos, el S&P/BMV Índice de Precios y Cotizaciones (IPC) para el accionario, la tasa de interés interbancaria de equilibrio (TIIE) a 28 días para el de dinero y el Bono M de 7 a 10 años para la deuda gubernamental. La muestra principal abarcó de mayo de 2003 a diciembre de 2024 y la conectividad se extendió de forma descriptiva hasta agosto de 2026, con las restricciones que impusieron la continuidad de las series y el cambio de método de cálculo de la TIIE desde enero de 2025.

El cruce con el yuan quedó fuera de los sistemas multivariados por su redundancia con el del dólar y la TIIE no entró en la red de déficit esperado, dado que esa medida no resultó evaluable en su cola. El IPC entró como rendimiento y la TIIE y el Bono M como cambios de tasa, de manera que en el bono un cambio del rendimiento al vencimiento no es el rendimiento de tenencia del título. Las estimaciones no describieron todos los instrumentos de cada segmento ni una cartera con exposiciones observadas.

El término transmisión que figura en el título de la tesis se usó en el alcance estadístico de los instrumentos empleados, es decir, la atribución predictiva entre variables y la asociación de las pérdidas de un mercado con el estado de otro. Se examinó la sensibilidad de esas medidas a las restricciones contemporáneas, al componente compartido con el dólar y a la escala condicional, y la inferencia se sujetó a comprobaciones de calibración, de manera que las estimaciones cuya ruta de inferencia no las superó se conservaron como descriptivas. Así las hipótesis se evaluaron sin equiparar una dirección estimada con el origen causal del riesgo ni la ausencia de rechazo con una propiedad demostrada.

1.4 Hipótesis de la investigación

El primer artículo se planteó como una comparación bajo reglas fijadas antes de observar los pronósticos y no como el contraste de una hipótesis sobre la superioridad de una familia de modelos. Evaluó si las representaciones de la asimetría, la persistencia y los cambios de régimen aportaron precisión predictiva frente a la línea base GARCH(1,1) y si el valor en riesgo y el déficit esperado de los modelos seleccionados quedaron calibrados en ambas colas bajo tres tratamientos de la cola. Las hipótesis de la tesis corresponden a los artículos segundo y tercero, que las numeran por separado (H1 a H5 en el segundo, y H6 y H7 son H1 y H2 del tercero). Sus reglas de decisión, los umbrales y los requisitos de inferencia se presentan en las secciones 4.5.4 y 5.4.5, y la secuencia completa del plan de análisis con las decisiones adoptadas durante la ejecución en el Apéndice D.

H1. El bloque de los cuatro cruces del peso es transmisor neto de volatilidad condicional hacia los mercados financieros mexicanos, con un saldo neto positivo distinguible de cero por una ruta de inferencia admisible.

H2. El Bono M es el mercado que más contribución recibe del bloque cambiario y la TIIE el que menos.

H3. El signo del saldo neto y el orden de los receptores se conservan entre las dos alineaciones de calendario y la dirección estimada cambia poco con el orden de identificación contemporánea.

H4. La conectividad del sistema se amplifica en los episodios de estrés.

H5. Las redes de volatilidad condicional y de déficit esperado son semejantes sobre las mismas variables.

H6. Una depreciación extrema del peso se asocia con un desplazamiento adverso de la cola de pérdidas de la mayoría de los mercados mexicanos y la conectividad del sistema es mayor en el cuantil adverso que en la mediana.

H7. La asociación de cola disminuye al estandarizar las series, como ocurriría si procediera de la escala condicional que los mercados comparten.

El cumplimiento de la regla de cada hipótesis y su confirmación inferencial se conservaron como evaluaciones distintas, ya que una regla sobre estimaciones puntuales puede cumplirse sin que la ruta de inferencia prevista supere su validación.

1.5 Objetivos

1.5.1 Objetivo general

Medir la volatilidad condicional y el riesgo de cola del peso mexicano frente a las divisas de la canasta DEG para evaluar la relación de esos cruces con los mercados accionario, de dinero y de deuda gubernamental de México mediante pronósticos marginales, conectividad predictiva y medidas de riesgo condicionado, con criterios explícitos de selección y validación.

1.5.2 Objetivos específicos

1. Caracterizar la distribución y la dependencia temporal de los rendimientos de los cinco cruces (asimetría, persistencia, memoria larga aparente y cambios de varianza) para proponer las especificaciones candidatas.
2. Comparar esas especificaciones mediante pronósticos de volatilidad a un día fuera de muestra y seleccionar una por cruce, distinguiendo la menor pérdida observada de la incertidumbre de la selección.
3. Estimar y retrocontrastar el valor en riesgo y el déficit esperado en las dos direcciones del movimiento cambiario y cuantificar su sensibilidad al estado de la volatilidad, a la dirección del último movimiento y al tratamiento de la cola.
4. Medir la conectividad de volatilidad y de déficit esperado entre el bloque cambiario y los mercados mexicanos y examinar su sensibilidad al calendario, a las restricciones contemporáneas, al componente compartido con el dólar y a los episodios de estrés.
5. Medir el desplazamiento de la cola de pérdidas de cada mercado mexicano en la observación siguiente a una depreciación extrema, su sensibilidad al evento condicionante y a la estandarización, y la conectividad cuantílica del sistema y su dependencia de la convención residual.

1.6 Estructura de la tesis

La tesis consta de siete capítulos y cuatro apéndices. El Capítulo 2 revisa la literatura sobre la volatilidad condicional, la medición y evaluación del riesgo de cola y la transmisión del riesgo entre mercados, y cierra con la evidencia disponible para México y las preguntas de los tres artículos. El Capítulo 3 compara nueve modelos para los cinco cruces y separa la selección predictiva de la calibración del valor en riesgo y del déficit esperado. El Capítulo 4 mide las contribuciones entre cuatro cruces y los tres mercados, su trayectoria móvil y su sensibilidad a las decisiones de especificación. El Capítulo 5 mide el desplazamiento de las colas de esos mercados ante una depreciación extrema, la asociación que queda al retirar la escala condicional y la conectividad entre cuantiles. Los capítulos 3, 4 y 5 son artículos enviados a la Revista Mexicana de Economía y Finanzas, a la Revista Nicolaita de Estudios Económicos y a EconoQuantum respectivamente, y se presentan con la estructura y el formato que pidió cada revista, por lo que sus secciones, citas y referencias siguen las normas de la revista correspondiente.

El Capítulo 6 integra los resultados de los tres artículos de acuerdo con los objetivos y con el nivel de evidencia alcanzado. El Capítulo 7 reúne la literatura citada en la introducción, además de las listas propias de la revisión y de cada artículo. Los Apéndices A y B contienen el análisis exploratorio de los tipos de cambio y las especificaciones, la selección y el riesgo de cola del primer artículo. El Apéndice C presenta las series de los mercados mexicanos y los resultados adicionales de conectividad y de riesgo de cola condicional, y el Apéndice D la secuencia de decisiones adoptadas durante la investigación.

CAPÍTULO 2. REVISIÓN DE LITERATURA

La revisión se organiza en torno a tres preguntas: qué modelos representan la volatilidad de los rendimientos, cómo se evalúan sus pérdidas extremas y qué permiten afirmar las medidas de dependencia entre mercados. En cada apartado se examinan los resultados previos y las limitaciones que orientan el diseño de los tres artículos

2.1 Volatilidad de los mercados financieros

2.1.1 Hechos estilizados de los rendimientos

La volatilidad condicional representa la incertidumbre del siguiente movimiento dada la información del momento, a diferencia de la desviación estándar de toda la muestra que mezcla periodos tranquilos y de estrés. Cont (2001) reunió las regularidades de los rendimientos financieros que vuelven restrictiva la distribución normal con varianza constante, entre ellas las colas pesadas, el agrupamiento de los movimientos grandes, la autocorrelación casi nula de los rendimientos y la autocorrelación lenta en decaer de sus valores absolutos o al cuadrado. Por tanto, una serie difícil de anticipar en su dirección puede contener información sobre la magnitud de sus movimientos futuros. Esa dependencia es la que atienden los modelos de heterocedasticidad condicional, en los que el rendimiento es una media condicional más el producto de la desviación estándar condicional por una innovación estandarizada (Bollerslev, 1986).

En los tipos de cambio debe fijarse además la orientación de la cotización. Expresada en pesos por unidad de divisa, un rendimiento positivo es una depreciación del peso, adversa para quien paga en esa divisa y favorable para quien cobra en ella. La volatilidad mide dispersión y no distingue entre ambas exposiciones, así que la magnitud del movimiento y la dirección de la pérdida son preguntas distintas desde el inicio.

2.1.2 De ARCH a GARCH

Engle (1982) introdujo el modelo autorregresivo de heterocedasticidad condicional (ARCH) en el que la varianza depende de las innovaciones pasadas al cuadrado, y lo aplicó a la inflación del Reino Unido. Como el efecto de una innovación tarda en desaparecer, la representación requería muchos rezagos. Bollerslev (1986) incorporó la varianza condicional rezagada y obtuvo el GARCH, que representa esa persistencia con pocos parámetros. En el GARCH(1,1) la suma de los coeficientes de la innovación al cuadrado y de la varianza rezagada mide la persistencia y si es menor que uno la varianza incondicional es finita.

La formulación simétrica asigna el mismo efecto a innovaciones positivas y negativas de igual magnitud, impone un decaimiento geométrico y mantiene los parámetros constantes en toda la muestra. Una persistencia cercana a uno puede reflejar una recuperación lenta tras los choques, pero también una muestra que reúne niveles de varianza distintos (Diebold e Inoue (2001)). Hansen y Lunde (2005) compararon 330 especificaciones de la familia ARCH con el tipo de cambio marco-dólar y con la acción de IBM. En el tipo de cambio no encontraron evidencia de que alguna superara al GARCH(1,1), mientras que en la acción las especificaciones con respuesta asimétrica resultaron mejores. La ganancia de una extensión depende entonces de la propiedad que la serie presente y del criterio con que se evalúe, lo que justifica conservar una línea base común.

2.1.3 Respuesta asimétrica y distribución de las innovaciones

Nelson (1991) propuso el EGARCH, que modela el logaritmo de la varianza (su positividad se cumple por construcción) y deja que el signo y la magnitud de la innovación influyan por separado. Glosten et al. (1993) agregaron al GARCH un término indicador para las innovaciones negativas (GJR-GARCH), con el que se contrasta directamente si el efecto de un choque depende de su signo. Ding et al. (1993) estudiaron la dependencia de distintas potencias del rendimiento absoluto y propusieron el APARCH, que estima la potencia de la escala junto con la respuesta asimétrica. Engle y Ng (1993) construyeron la curva de impacto de las

noticias y las pruebas de sesgo de signo y de tamaño para comprobar si un modelo captura esa respuesta o la deja en los residuos. La lectura accionaria de la asimetría no se traslada sin más a una divisa, porque una depreciación es una innovación positiva cuando la cotización se expresa en pesos por divisa. Llamar efecto de apalancamiento a cualquier asimetría cambiaria atribuiría un mecanismo que la ecuación no identifica.

Otra asimetría es la de la distribución de las innovaciones. Fernández y Steel (1998) mostraron cómo introducir sesgo en una distribución simétrica (la t de Student entre ellas) con factores de escala inversos a cada lado de la moda. Así las probabilidades de ambas colas difieren aun después de retirar la media y la escala condicionales. Esa propiedad es distinta de la respuesta asimétrica de la varianza y una serie puede presentar una, la otra o ambas. Los grados de libertad de la t regulan el peso de las colas y la existencia de los momentos.

2.1.4 Persistencia, memoria larga y cambios de régimen

La memoria larga es una dependencia que decae de forma hiperbólica y que pocos rezagos de memoria corta no representan. Ding et al. (1993) documentaron autocorrelaciones prolongadas en las potencias de los rendimientos absolutos. Baillie et al. (1996) introdujeron la integración fraccional en la varianza con el FIGARCH, cuya respuesta a los choques decae a una tasa hiperbólica, intermedia entre la del GARCH y la del GARCH integrado (IGARCH). Bollerslev y Mikkelsen (1996) combinaron la integración fraccional con la ecuación exponencial en el FIEGARCH y Tse (1998) la incorporó en la especificación de potencia asimétrica (FIAPARCH) para el yen-dólar, estimando la persistencia y respuesta al signo juntas. Cuando la solución queda en una cota del espacio paramétrico, el parámetro fraccional informa sobre la preferencia del criterio dentro de la región permitida y no sobre una propiedad de memoria identificada.

Diebold e Inoue (2001) demostraron que los procesos con cambios de régimen producen un comportamiento que se confunde con memoria larga. Una muestra

que combina estados de alta y baja volatilidad genera dependencia persistente sin que cada estado tenga estructura fraccional. Bai y Perron (1998) y Bai y Perron (2003) desarrollaron la estimación y el contraste de cambios múltiples en modelos lineales, aplicables a una transformación de la volatilidad para fechar segmentos con niveles distintos.

Los modelos GARCH con cambio de régimen markoviano (MS-GARCH) combinan ecuaciones de heterocedasticidad condicional con una cadena de Markov que gobierna la transición entre estados no observados. Haas et al. (2004) propusieron una formulación en la que cada estado tiene su propia ecuación de varianza y Ardía et al. (2019) implementaron en R la estimación, el filtrado y la predicción de esa clase. En un estudio a gran escala con rendimientos accionarios, Ardía et al. (2018) encontraron que los modelos con cambio de régimen pronosticaron mejor el valor en riesgo, el déficit esperado y la cola izquierda que su contraparte de un régimen. Memoria larga, quiebres y regímenes son entonces explicaciones relacionadas de una misma persistencia, y una especificación puede ser útil para pronosticar sin identificar el mecanismo que la produce.

2.1.5 Evaluación fuera de muestra y selección de modelos

La volatilidad condicional no se observa, así que su pronóstico se evalúa contra un indicador como el rendimiento al cuadrado o una medida intradiaria. Andersen y Bollerslev (1998) mostraron que la aparente baja capacidad predictiva de los modelos de volatilidad procedía del ruido de ese indicador, dado que el rendimiento al cuadrado es una realización muy variable de la varianza y no una observación de ella. Patton (2011) estudió cómo ese error de medición altera el ordenamiento de los modelos y estableció las condiciones sobre la función de pérdida bajo las cuales el ordenamiento esperado se conserva al sustituir la varianza por un indicador condicionalmente insesgado, clase a la que pertenecen el error cuadrático y la pérdida cuasiverosímil (QLIKE).

Diebold y Mariano (1995) propusieron contrastar la igualdad de precisión predictiva a partir de la serie de diferencias de pérdida, con una varianza que considera su dependencia. Cuando se comparan muchas especificaciones, quedarse con la de menor pérdida oculta la incertidumbre de la selección. Hansen et al. (2011) desarrollaron el conjunto de confianza de modelos (MCS), que elimina alternativas de forma secuencial hasta conservar un grupo cuya precisión la evidencia no distingue al nivel elegido. Un conjunto amplio indica poca capacidad para discriminar, no que todos los candidatos describan igual de bien cada propiedad de los datos.

2.1.6 Evidencia sobre la volatilidad del peso mexicano

Benavides y Capistrán (2009) analizaron las volatilidades de la tasa de interés de corto plazo y del tipo de cambio peso-dólar de 1998 a 2008 bajo dos instrumentos de política monetaria (el corto y el objetivo de tasa). Documentaron que ambas volatilidades disminuyeron alrededor del inicio de la transición entre instrumentos y con un GARCH bivariado y pruebas de causalidad en varianza, encontraron causalidad en ambas direcciones durante el régimen del corto y ninguna después. La persistencia estimada con toda la historia puede reunir entonces regímenes institucionales distintos.

Bush y López Noria (2021) relacionaron la volatilidad del peso frente al dólar de 1999 a 2018 con medidas de incertidumbre económica, política y financiera, internas e internacionales. Encontraron que la mayor incertidumbre elevó la volatilidad, con predominio de las medidas internacionales y un efecto amplificador de la incertidumbre económica interna en las recesiones. López Herrera et al. (2015) estudiaron la integración de la bolsa mexicana con el mercado mundial de capitales de 1987 a 2012. Usaron un modelo de corrección de error, un GARCH multivariado con correlación condicional dinámica y una cópula de Clayton condicionada a dos regímenes de volatilidad. Encontraron una relación de largo plazo pese a los quiebres de las crisis y una dependencia más estrecha ante caídas en el régimen de alta volatilidad.

Estos antecedentes tratan la relación del peso con el dólar, con la política monetaria o con el mercado accionario mundial. Ninguno comparó especificaciones para varios cruces del peso con un mismo calendario de evaluación ni examinó la calibración de sus colas. Cada cruce distinto del dólar combina el movimiento del peso frente al dólar con el de la divisa externa, por lo que la especificación útil para el dólar no determina la del euro, la libra, el yen o el yuan.

2.2 Medición del riesgo de cola

2.2.1 Valor en riesgo, déficit esperado y coherencia

La volatilidad describe la escala de los movimientos y no cuánto puede perder una exposición, porque dos distribuciones con la misma varianza pueden tener colas distintas. Medir el riesgo exige definir la variable de pérdida, el horizonte, el conjunto de información y la probabilidad de la cola. El valor en riesgo (VaR) es un cuantil de la distribución de pérdidas y con una probabilidad de cola de 1% es el percentil 99 de la pérdida, que se rebasa con esa frecuencia cuando el modelo está bien especificado.

Artzner et al. (1999) establecieron cuatro propiedades para una medida coherente de riesgo (monotonía, homogeneidad positiva, invariancia por traslación y subaditividad). La subaditividad exige que el riesgo de una cartera no exceda la suma de los riesgos de sus componentes y formaliza el beneficio de la diversificación. El VaR no la satisface para toda distribución. Además, dos modelos pueden coincidir en el umbral y asignar probabilidades distintas a pérdidas mucho mayores, lo que motivó el déficit esperado (ES), el promedio de la fracción más adversa de la distribución. Acerbi y Tasche (2002) mostraron que las definiciones del ES equivalentes en el caso continuo difieren cuando la distribución tiene discontinuidades y que la definición como promedio de cuantiles es coherente para cualquier distribución. El ES considera la severidad más allá del umbral, pero su estimación depende de pocas realizaciones y requiere que la media de la cola exista, condición que el VaR no necesita. En la literatura de

optimización de carteras el ES se llama también valor en riesgo condicional (CVaR), nombre que no debe confundirse con el CoVaR, que es el cuantil de un receptor condicionado al estado de otro componente.

2.2.2 Estimación de los extremos

Una primera ruta obtiene el VaR y el ES de una distribución condicional completa, como la t sesgada. Su ventaja es que escala, cuantiles y medias de cola salen de la misma densidad y su desventaja, que un error en la forma de la distribución persiste aunque la varianza esté bien pronosticada. de los movimientos y, aplicada a los residuos estandarizados y reconstruida con la escala condicional (simulación histórica filtrada), separa la escala de la forma de la distribución siempre que el filtro retire la dinámica.

McNeil y Frey (2000) combinaron el filtro GARCH con la teoría de valores extremos, de manera que el filtro atiende la heterocedasticidad y la distribución de Pareto generalizada aproxima los excesos de los residuos sobre un umbral alto. La combinación mejoró las estimaciones a un día frente a los métodos que omitían las colas pesadas o la volatilidad cambiante. El umbral introduce un compromiso entre conservar más excesos y concentrarse en la cola, y el parámetro de forma determina la existencia de los momentos, dado que la media de los excesos requiere que sea menor que uno. El estimador de Hill (1975) caracteriza las colas de variación regular a partir de las observaciones más extremas y su resultado depende de cuántas se seleccionen.

Para México, De Jesús Gutiérrez y Ortiz (2013) analizaron los rendimientos diarios del índice de la Bolsa Mexicana de Valores expresados en dólares de 1971 a 2010, con la distribución de valores extremos generalizada ajustada a máximos por bloques. Encontraron que el VaR por valores extremos superó al delta-normal en los niveles de 99 y 99.9% y que las posiciones largas enfrentaron pérdidas potenciales mayores que las cortas, sobre todo en las crisis y las depreciaciones. Al convertir el índice a dólares incorporaron el riesgo cambiario

dentro de la exposición accionaria, un objeto distinto de medir por separado el riesgo de la bolsa en pesos y su relación condicional con una depreciación.

2.2.3 Retrocontraste del valor en riesgo y del déficit esperado

El retrocontraste (*backtesting*) compara los pronósticos emitidos con las realizaciones posteriores. Kupiec (1995) propuso la prueba de cobertura incondicional que compara la frecuencia de excedencias del VaR con la nominal. Un modelo puede acertar la frecuencia total y concentrar las fallas en los periodos de estrés, así que Christoffersen (1998) separó la cobertura incondicional de la independencia de las excedencias y las reunió en la prueba de cobertura condicional. El tamaño de la cola limita la potencia de estas pruebas, debido a que una probabilidad de 1% produce pocas excedencias aun en muestras largas. Un valor p alto expresa compatibilidad con el modelo o poca capacidad para detectar una desviación, tal que la ausencia de rechazo no equivale a calibración demostrada.

El ES exige examinar la magnitud de las pérdidas de cola. McNeil y Frey (2000) propusieron una prueba sobre los excesos estandarizados respecto del ES pronosticado, cuyas observaciones dependen del VaR estimado, por lo que una mala calibración del umbral contamina la lectura del ES. Cuando se examinan varias series, colas, niveles y modelos aumentan los rechazos por azar. El procedimiento secuencial de Holm (1979) controla el error de la familia de comparaciones siempre que cada valor p sea válido, pero no repara una prueba con distribución de referencia inadecuada ni crea información donde hay pocas excepciones.

2.2.4 Regresión cuantílica y valor en riesgo condicionado

Koenker y Bassett (1978) desarrollaron la regresión cuantílica que estima cuantiles condicionales minimizando una pérdida asimétrica y permite que la pendiente cambie entre cuantiles sin especificar toda la distribución. Adrian y Brunnermeier (2016) propusieron y estimaron con ella el CoVaR, el cuantil de

pérdida del sistema financiero condicionado al estado de una institución, y el ΔCoVaR , la diferencia entre ese cuantil cuando la institución está en estrés y cuando está en su mediana. Los autores lo presentaron como una medida estadística de dependencia de cola y no como una relación causal. Adaptado a pares de mercados, el CoVaR es el cuantil del receptor dado que el emisor toma un valor igual a su propio cuantil, con otras condiciones fijas. Describe entonces el desplazamiento de una cola condicionada y no el déficit de capital del sistema, para el que harían falta exposiciones y balances.

Girardi y Ergün (2013) cambiaron el evento de estrés por pérdidas iguales o mayores que el VaR del emisor y estimaron el CoVaR con un GARCH multivariado, de manera que el evento contiene una región de la cola y la exposición cambia en el tiempo. Mainik y Schaanning (2014) compararon ambas definiciones y mostraron que la variante por excedencia responde de forma consistente al grado de dependencia entre las variables, mientras que la puntual puede responder de forma no monótona. El estado de referencia y el umbral de estrés también cambian la magnitud. Comparar el estrés con la mediana o con otra condición y evaluar al emisor en un cuantil marginal de toda la muestra o en su VaR condicional del día son elecciones distintas. Normalizar el ΔCoVaR por la escala del receptor produce además cantidades distintas de las unidades originales, que son las que conservan el signo y el sentido económico.

2.3 Transmisión del riesgo entre mercados

2.3.1 Interdependencia, contagio y canales del tipo de cambio

La interdependencia describe relaciones que existen en periodos tranquilos y de crisis. La transmisión supone una dirección o un mecanismo por el que una perturbación se relaciona con los movimientos posteriores de otros mercados. El contagio (en la acepción empírica más usada) es un aumento significativo de los vínculos después de una perturbación respecto de la relación previa. Forbes y Rigobon (2002) mostraron que la heterocedasticidad sesga las pruebas de contagio basadas en cambios de correlación, ya que un aumento de la volatilidad

en el mercado de origen eleva la correlación observada sin que cambie el vínculo. Con la corrección por ese sesgo no encontraron contagio en la crisis asiática de 1997, la devaluación mexicana de 1994 ni la caída bursátil de 1987, y concluyeron que la relación observada era interdependencia.

En las acciones, una depreciación cambia el valor en pesos de los ingresos, los costos y las deudas en divisas de cada empresa, y un inversionista extranjero valora el rendimiento del activo junto con el de la moneda. La relación agregada entre el índice y el tipo de cambio reúne entonces respuestas heterogéneas, y De Jesús Gutiérrez y Ortiz (2013) mostraron la importancia de la moneda en que se denomina la exposición. En el mercado de dinero, el tipo de cambio y las tasas responden juntos a las noticias sobre inflación, política monetaria y fondeo. La evidencia de Benavides y Capistrán (2009) indica que la relación entre sus volatilidades cambió con el instrumento monetario, dado que una tasa de referencia refleja reglas institucionales y decisiones de política además de las condiciones de mercado.

Para la deuda soberana en moneda local, Gadanecz et al. (2018) encontraron en economías emergentes que una mayor volatilidad cambiaria se asoció con un rendimiento exigido mayor. La denominación local evita que el gobierno entregue divisas, pero no elimina el riesgo cambiario del inversionista que valora su cartera en otra moneda. Hofmann et al. (2020) relacionaron la apreciación frente al dólar con menores primas de riesgo de esos bonos, con un papel del tipo de cambio bilateral con el dólar distinto del índice ponderado por comercio, que interpretaron como un canal financiero de toma de riesgo. Un alza del rendimiento reduce el precio de un bono según su duración y convexidad, así que el cambio del rendimiento de un título no es su rendimiento de tenencia.

Los factores globales son otro canal. Alba et al. (2024) distinguieron los choques de política monetaria de Estados Unidos de los choques de información sobre su perspectiva económica mediante identificación de alta frecuencia y restricciones de signo. Los choques positivos de información apreciaron el peso, redujeron su volatilidad y la prima soberana y elevaron los precios accionarios, mientras que

los choques restrictivos de política endurecieron las condiciones financieras mexicanas. Por tanto, los movimientos simultáneos de tasas, moneda y acciones no bastan para atribuir el origen del ajuste a uno de esos mercados.

2.3.2 Correlación condicional y conectividad direccional

Engle (2002) propuso la correlación condicional dinámica (DCC) que separa la estimación de las volatilidades marginales de la dinámica de sus correlaciones. La correlación se calcula sobre innovaciones estandarizadas, pero es simétrica y no ofrece una dirección de transmisión. Con la DCC y su versión asimétrica, López Villa y Sosa Castro (2021) encontraron de enero de 2000 a noviembre de 2020 una correlación negativa entre las volatilidades de los mercados cambiario y accionario de México y Brasil, más fuerte y estable en Brasil (cerca de -0.50 frente a -0.30 en México), con episodios que interpretaron como contagio a partir de los quiebres de la correlación dinámica.

La dirección requiere un sistema de ecuaciones. Pesaran y Shin (1998) desarrollaron las respuestas generalizadas a impulsos de un modelo vectorial autorregresivo (VAR) que no requieren ortogonalizar los choques con un orden recursivo. Con innovaciones correlacionadas, la descomposición de Cholesky hace que el orden de las variables altere la atribución contemporánea, y la formulación generalizada evita esa dependencia del orden sin convertir la correlación entre innovaciones en independencia económica. Diebold y Yilmaz (2012) usaron la descomposición generalizada para construir medidas totales y direccionales de derrames de volatilidad, en las que cada entrada expresa qué fracción del error de pronóstico de una variable se asocia con las innovaciones de otra. Con datos de acciones, bonos, divisas y materias primas de Estados Unidos de enero de 1999 a enero de 2010 documentaron un aumento de los derrames durante la crisis financiera y una contribución relevante del mercado accionario hacia los demás. Diebold y Yilmaz (2014) relacionaron esas descomposiciones con redes ponderadas y dirigidas, en las que las contribuciones recibidas y enviadas definen posiciones netas y la suma de los componentes ajenos resume la conectividad del conjunto.

Como los choques no están ortogonalizados, las filas de la descomposición generalizada no suman uno y se normalizan para expresar participaciones comparables. Un saldo neto positivo identifica a un emisor en el sentido de esa atribución predictiva y no mide recursos transferidos ni la proporción causal del riesgo que un mercado produce en otro. Comparar la descomposición generalizada con órdenes alternativos de Cholesky muestra la sensibilidad a las restricciones contemporáneas pero no elige la interpretación causal, que requiere restricciones justificadas por la teoría o instrumentos externos, como la identificación de Alba et al. (2024). Cuando las redes se construyen con medidas derivadas de un mismo filtro, parte de su semejanza puede provenir de la construcción, dado que con innovaciones de forma constante el ES es la media de la pérdida más la escala multiplicada por el ES de la innovación (McNeil y Frey, 2000).

Las ventanas móviles permiten estimar cómo cambia la red durante la muestra. Una ventana corta responde rápido a las condiciones nuevas con menos observaciones y una larga reduce la variación de estimación pero combina estados distintos. Las ventanas superpuestas producen además una secuencia de índices muy dependiente, pero la suavidad de una trayectoria no prueba que cada cambio sea información nueva. Un índice alto en una crisis puede coincidir con niveles altos en los periodos adyacentes o depender de que la ventana incluya observaciones de otro episodio, lo que prolonga la advertencia de Forbes y Rigobon (2002) sobre distinguir un cambio del vínculo de un cambio del entorno de volatilidad. Un contraste de cambios en la correlación y una descomposición de errores de pronóstico no contrastan la misma hipótesis, por lo que la comparación entre estudios requiere conservar el criterio de contagio de cada uno.

2.3.3 Dependencia de cola y conectividad cuantílica

Las relaciones estimadas para la media o la varianza no describen necesariamente los extremos. White et al. (2015) desarrollaron la estimación e inferencia de sistemas con varias variables, varios cuantiles y rezagos de los

propios cuantiles, y aplicaron el modelo a los derrames del VaR entre un índice de mercado y 230 instituciones financieras. Ando et al. (2022) propusieron la conectividad cuantílica con un VAR cuantílico con factores comunes que retiran la correlación transversal de los residuos para estimar ecuación por ecuación. En un panel de 17 soberanos y sus sectores financieros de 2006 a 2017 encontraron que los choques de riesgo crediticio apenas se propagaron en la mediana y lo hicieron con intensidad en ambas colas. Tian et al. (2023) estudiaron diez economías emergentes, entre ellas México, de 2003 a 2021 con un GARCH, cópulas rotadas y regresión cuantílica. Encontraron una dependencia de cola negativa, no lineal y asimétrica entre las divisas y las acciones, con derrames a la baja mayores que al alza. Ese resultado se limita al par divisa y bolsa y no establece la misma relación para las tasas interbancarias ni para la deuda gubernamental.

El CoVaR bilateral compara el cuantil del receptor bajo estados definidos de un emisor y la conectividad cuantílica resume un sistema estimado en un cuantil con una regla de atribución. Por ello un resultado bilateral puede coexistir con un cambio pequeño del índice agregado. La matriz residual de las descomposiciones cuantílicas añade otra decisión, ya que la condición de la regresión cuantílica se refiere al cuantil de sus residuos y no exige que su media sea cero (Koenker y Bassett, 1978). La matriz de productos cruzados sin centrar es la covarianza más el producto exterior del vector de medias. Si las medias residuales cambian entre la mediana y un cuantil extremo, una brecha entre índices de distintos cuantiles necesita esa revisión antes de leerse como propagación adicional bajo estrés. En el CoVaR la expresión dependencia de cola designa una asociación condicionada a estados extremos, mientras que en las cópulas los coeficientes de dependencia de cola son límites de probabilidades condicionadas cuando el cuantil tiende al extremo (Mainik y Schaanning, 2014). Estimar una relación en el percentil 95 o 99 no demuestra esa propiedad asintótica.

2.4 Síntesis y preguntas de la investigación

La literatura de volatilidad ofrece varias representaciones plausibles de los rendimientos (simétricas, asimétricas, fraccionales y de regímenes). La evidencia comparativa muestra que la mayor flexibilidad no garantiza mejor precisión en cada mercado, así que la pregunta para el peso es qué representación resulta útil para cada cruce bajo una evaluación común. La literatura de riesgo exige una segunda evaluación, ya que una varianza bien pronosticada no asegura cuantiles ni medias de cola calibrados. Interesa entonces cuánto cambia la medición con la orientación de la exposición, el estado de la volatilidad y el tratamiento de los extremos.

La literatura de transmisión documenta vínculos de los mercados mexicanos con el régimen de política monetaria, la incertidumbre, el mercado mundial de acciones y las primas de los bonos emergentes, así como relaciones cambiantes y asimétricas entre divisas y acciones. Esos trabajos difieren en muestras, variables, unidades y estrategias de identificación, y ninguno establece de antemano el mismo orden de receptores para la volatilidad, el déficit esperado y los cuantiles condicionados.

Los tres artículos de esta tesis se ubican en la intersección de esas preguntas. El primero compara modelos de volatilidad y de riesgo de cola para el peso frente a las cinco divisas de la canasta de derechos especiales de giro (DEG) bajo reglas de evaluación fijadas de antemano. El segundo mide la conectividad de volatilidad y de déficit esperado entre cuatro cruces del peso y un indicador de los mercados accionario, de dinero y de deuda gubernamental. El tercero mide el desplazamiento de las colas de esos mercados condicionado al estado del tipo de cambio y su sensibilidad al filtrado de la escala y a la convención residual. La secuencia relaciona la calidad de los insumos marginales con la interpretación de las medidas multivariadas. Conserva además cuatro distinciones que la literatura revisada hace necesarias. Una menor pérdida predictiva no es identificación del proceso verdadero, la ausencia de rechazo no es calibración demostrada, la

semejanza entre redes puede proceder de una escala compartida y la dirección estadística no es causalidad.

2.5 Literatura citada

- Acerbi, C., & Tasche, D. (2002). On the coherence of expected shortfall. *Journal of Banking & Finance*, 26(7), 1487–1503. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(02\)00283-2](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(02)00283-2)
- Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2016). CoVaR. *American Economic Review*, 106(7), 1705–1741. <https://doi.org/10.1257/aer.20120555>
- Alba, C., Carrillo, J. A., & Ibarra, R. (2024). *Information effects of US monetary policy announcements on emerging economies: Evidence from Mexico* (Documento de Investigación 2024-14). Banco de México. <https://www.banxico.org.mx/publications-and-press/banco-de-mexico-working-papers/%7B18C4774B-EC5E-6F7B-2E2B-47C546261C3B%7D.pdf>
- Andersen, T. G., & Bollerslev, T. (1998). Answering the skeptics: Yes, standard volatility models do provide accurate forecasts. *International Economic Review*, 39(4), 885–905. <https://doi.org/10.2307/2527343>
- Ando, T., Greenwood-Nimmo, M., & Shin, Y. (2022). Quantile connectedness: Modeling tail behavior in the topology of financial networks. *Management Science*, 68(4), 2401–2431. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2021.3984>
- Ardia, D., Bluteau, K., Boudt, K., & Catania, L. (2018). Forecasting risk with Markov-switching GARCH models: A large-scale performance study. *International Journal of Forecasting*, 34(4), 733–747. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2018.05.004>
- Ardia, D., Bluteau, K., Boudt, K., Catania, L., & Trottier, D.-A. (2019). Markov-switching GARCH models in R: The MSGARCH package. *Journal of Statistical Software*, 91(4), 1–38. <https://doi.org/10.18637/jss.v091.i04>
- Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J.-M., & Heath, D. (1999). Coherent measures of risk. *Mathematical Finance*, 9(3), 203–228. <https://doi.org/10.1111/1467-9965.00068>
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66(1), 47–78. <https://doi.org/10.2307/2998540>
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1–22. <https://doi.org/10.1002/jae.659>

- Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74(1), 3–30. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(95\)01749-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(95)01749-6)
- Benavides, G., & Capistrán, C. (2009). Una nota sobre las volatilidades de la tasa de interés y del tipo de cambio según diferentes instrumentos de política monetaria: México, 1998–2008. *Monetaria*, 32(3), 391–412. https://www.cemla.org/PDF/monetaria/PUB_MON_XXXII-03.pdf
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Modeling and pricing long memory in stock market volatility. *Journal of Econometrics*, 73(1), 151–184. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01736-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01736-4)
- Bush, G., & López Noria, G. (2021). Uncertainty and exchange rate volatility: Evidence from Mexico. *International Review of Economics & Finance*, 75, 704–722. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2021.04.029>
- Christoffersen, P. F. (1998). Evaluating interval forecasts. *International Economic Review*, 39(4), 841–862. <https://doi.org/10.2307/2527341>
- Cont, R. (2001). Empirical properties of asset returns: Stylized facts and statistical issues. *Quantitative Finance*, 1(2), 223–236. <https://doi.org/10.1080/713665670>
- De Jesús Gutiérrez, R., & Ortiz, E. (2013). El efecto de la volatilidad del peso mexicano en los rendimientos y riesgo de la Bolsa Mexicana de Valores. *Contaduría y Administración*, 58(3), 89–119. [https://doi.org/10.1016/S0186-1042\(13\)71223-3](https://doi.org/10.1016/S0186-1042(13)71223-3)
- Diebold, F. X., & Inoue, A. (2001). Long memory and regime switching. *Journal of Econometrics*, 105(1), 131–159. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00073-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00073-2)
- Diebold, F. X., & Mariano, R. S. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3), 253–263. <https://doi.org/10.1080/07350015.1995.10524599>
- Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57–66. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006>
- Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics*, 182(1), 119–134. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.04.012>

- Ding, Z., Granger, C. W. J., & Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance*, 1(1), 83–106. [https://doi.org/10.1016/0927-5398\(93\)90006-D](https://doi.org/10.1016/0927-5398(93)90006-D)
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Engle, R. F. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339–350. <https://doi.org/10.1198/073500102288618487>
- Engle, R. F., & Ng, V. K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *The Journal of Finance*, 48(5), 1749–1778. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05127.x>
- Fernández, C., & Steel, M. F. J. (1998). On Bayesian modeling of fat tails and skewness. *Journal of the American Statistical Association*, 93(441), 359–371. <https://doi.org/10.1080/01621459.1998.10474117>
- Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223–2261. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00494>
- Gadanecz, B., Miyajima, K., & Shu, C. (2018). Emerging market local currency sovereign bond yields: The role of exchange rate risk. *International Review of Economics & Finance*, 57, 371–401. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2018.02.004>
- Girardi, G., & Ergün, A. T. (2013). Systemic risk measurement: Multivariate GARCH estimation of CoVaR. *Journal of Banking & Finance*, 37(8), 3169–3180. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.02.027>
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779–1801. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>
- Haas, M., Mittnik, S., & Paolella, M. S. (2004). A new approach to Markov-switching GARCH models. *Journal of Financial Econometrics*, 2(4), 493–530. <https://doi.org/10.1093/jfinec/nbh020>
- Hansen, P. R., & Lunde, A. (2005). A forecast comparison of volatility models: Does anything beat a GARCH(1,1)? *Journal of Applied Econometrics*, 20(7), 873–889. <https://doi.org/10.1002/jae.800>
- Hansen, P. R., Lunde, A., & Nason, J. M. (2011). The model confidence set. *Econometrica*, 79(2), 453–497. <https://doi.org/10.3982/ECTA5771>
- Hill, B. M. (1975). A simple general approach to inference about the tail of a distribution. *The Annals of Statistics*, 3(5), 1163–1174. <https://doi.org/10.1214/aos/1176343247>

- Hofmann, B., Shim, I., & Shin, H. S. (2020). Bond risk premia and the exchange rate. *Journal of Money, Credit and Banking*, 52(S2), 497–520. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12760>
- Holm, S. (1979). A simple sequentially rejective multiple test procedure. *Scandinavian Journal of Statistics*, 6(2), 65–70.
- Koenker, R., & Bassett, G., Jr. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33–50. <https://doi.org/10.2307/1913643>
- Kupiec, P. H. (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. *The Journal of Derivatives*, 3(2), 73–84. <https://doi.org/10.3905/jod.1995.407942>
- López Herrera, F., Santillán Salgado, R. J., & Cruz Ake, S. (2015). Volatility dependence structure between the Mexican Stock Exchange and the World Capital Market. *Investigación Económica*, 74(293), 69–97. <https://doi.org/10.1016/j.inveco.2015.06.001>
- López Villa, J., & Sosa Castro, M. (2021). Contagio en la volatilidad entre los mercados de capital y de divisas en México y Brasil (2000–2020). *Revista Mexicana de Economía y Finanzas Nueva Época*, 16(Especial), e701. <https://doi.org/10.21919/remef.v16i0.701>
- Mainik, G., & Schaanning, E. (2014). On dependence consistency of CoVaR and some other systemic risk measures. *Statistics & Risk Modeling*, 31(1), 49–77. <https://doi.org/10.1515/strm-2013-1164>
- McNeil, A. J., & Frey, R. (2000). Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: An extreme value approach. *Journal of Empirical Finance*, 7(3–4), 271–300. [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(00\)00012-8](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(00)00012-8)
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59(2), 347–370. <https://doi.org/10.2307/2938260>
- Patton, A. J. (2011). Volatility forecast comparison using imperfect volatility proxies. *Journal of Econometrics*, 160(1), 246–256. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.03.034>
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17–29. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00214-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0)
- Tian, M., El Khoury, R., & Alshater, M. M. (2023). The nonlinear and negative tail dependence and risk spillovers between foreign exchange and stock markets in emerging economies. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 82, 101712. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2022.101712>

- Tse, Y. K. (1998). The conditional heteroscedasticity of the yen-dollar exchange rate. *Journal of Applied Econometrics*, 13(1), 49–55.
[https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199801/02\)13:1<49::AID-JAE459>3.0.CO;2-O](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199801/02)13:1<49::AID-JAE459>3.0.CO;2-O)
- White, H., Kim, T.-H., & Manganelli, S. (2015). VAR for VaR: Measuring tail dependence using multivariate regression quantiles. *Journal of Econometrics*, 187(1), 169–188.
<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2015.02.004>

CAPÍTULO 3. ASIMETRÍA, MEMORIA LARGA Y RIESGO DE COLA DEL PESO MEXICANO³

3.1 Resumen

El objetivo fue establecer qué especificación de varianza condicional resultó útil para pronosticar la volatilidad del peso mexicano frente a las divisas de la canasta de derechos especiales de giro y cuánto dependieron del supuesto de cola el valor en riesgo y el déficit esperado. La metodología comparó nueve modelos con datos diarios de 1999 a 2026 mediante la pérdida cuasiverosímil y el conjunto de confianza y retrocontrastó ambas colas. Las especificaciones con integración fraccional y asimetría obtuvieron la menor pérdida en los cinco cruces, ninguna prueba evaluable rechazó tras corregir por Holm y el supuesto de cola modificó el déficit esperado hasta 10.9%. Se recomienda reportar la incertidumbre de selección y evaluar cada cola con varios tratamientos. La limitación es el horizonte de un día y el periodo posterior a 2020, sin muestra adicional de validación. La originalidad radica en comparar varios cruces del peso con un mismo calendario y calibrar ambas colas. Se concluye que el estado de la volatilidad, la dirección del último movimiento y el supuesto de cola forman parte de la medida de riesgo.

Palabras clave: asimetría, memoria larga, pronósticos fuera de muestra, valor en riesgo, déficit esperado.

Clasificación JEL: C22, C52, C53, C58, F31, G17.

3.2 Abstract

ASYMMETRY, LONG MEMORY AND TAIL RISK OF THE MEXICAN PESO

The aim was to determine which conditional variance specification proved useful for forecasting the volatility of the Mexican peso against the Special Drawing Rights basket currencies, and how much value at risk and expected shortfall depended on the tail assumption. The methodology compared nine models on daily data from 1999 to 2026 using the quasi-likelihood loss and the model confidence set, and backtested both tails. The specifications combining fractional integration and asymmetry had the lowest loss in all five exchange rates, none of the applicable tests rejected after the Holm correction, and the tail assumption changed the expected shortfall by up to 10.9%. It is recommended to report selection uncertainty and to evaluate each tail under several treatments. The

³ Artículo enviado a la Revista Mexicana de Economía y Finanzas para su revisión y posible publicación.

limitation is the one-day horizon and the period after 2020, with no additional sample to validate calibration. The originality lies in comparing several peso exchange rates on a common calendar and calibrating both tails. It is concluded that the volatility state, the direction of the latest move and the tail assumption are part of the risk measure.

Keywords: asymmetry, long memory, out-of-sample forecasts, value-at-risk, expected shortfall.

JEL classification: C22, C52, C53, C58, F31, G17.

3.3 Introducción

La medición del riesgo cambiario del peso mexicano requiere pronosticar la variación habitual del tipo de cambio y calibrar las pérdidas asociadas con movimientos extremos en ambas direcciones, ya que la dirección adversa depende de la exposición. Los cruces del peso frente a divisas distintas del dólar se construyen por triangulación con el dólar como puente, por lo que su variación es la suma de la del peso frente al dólar y la de la cotización en dólares de la divisa externa. Una medida obtenida para el dólar no describe el riesgo de los demás cruces. Este artículo comparó especificaciones de volatilidad condicional y medidas de riesgo de cola para los cinco cruces del peso frente a las divisas de la canasta de derechos especiales de giro (DEG): dólar estadounidense, euro, libra esterlina, yen y yuan.

Las especificaciones comparadas se eligieron a partir de las propiedades que un diagnóstico previo identificó en las cinco series: dependencia en los rendimientos al cuadrado, respuesta asimétrica al signo, persistencia cercana a uno, memoria larga aparente y cambios de varianza. Con el modelo autorregresivo generalizado de heterocedasticidad condicional GARCH(1,1) como línea base, cada familia se incluyó para representar una de esas propiedades: tres formas asimétricas, tres fraccionales y dos de cambio de régimen, todas con innovaciones t de Student sesgadas. El objetivo fue establecer qué representación resultó útil para pronosticar a un día la volatilidad de cada cruce y cuánto dependieron el valor en riesgo y el déficit esperado del tratamiento de la cola.

La contribución consistió en comparar esas representaciones bajo reglas fijadas de antemano y en separar la menor pérdida observada de la certeza con que se seleccionó cada modelo. También cuantificó cuánto cambió la medida de riesgo con el estado de la volatilidad, la dirección del movimiento y el supuesto de cola.

3.4 Estado del arte

La modelación de la varianza condicional parte del modelo autorregresivo de heterocedasticidad condicional (ARCH) de Engle (1982) y de su generalización GARCH (Bollerslev, 1986), que representa con pocos parámetros la persistencia de la volatilidad. Las extensiones posteriores separaron rasgos que esa formulación restringe. Nelson (1991) introdujo una respuesta distinta ante innovaciones de signo opuesto y Baillie, Bollerslev y Mikkelsen (1996) un decaimiento hiperbólico mediante integración fraccional. La persistencia observada no identifica por sí sola memoria larga porque procesos con cambios de régimen pueden reproducirla (Diebold e Inoue, 2001). En la comparación predictiva Hansen y Lunde (2005) no encontraron evidencia de que alguna de 330 especificaciones superara al modelo GARCH(1,1) en el tipo de cambio marco-dólar. Patton (2011) estableció las condiciones bajo las cuales una función de pérdida preserva el ordenamiento de los pronósticos cuando la varianza se aproxima con un indicador imperfecto. El conjunto de confianza de modelos de Hansen, Lunde y Nason (2011) conserva las especificaciones que la evidencia no distingue.

Pero la precisión de la varianza es solo una parte de la medición del riesgo extremo. McNeil y Frey (2000) combinaron el filtrado de la volatilidad con la teoría de valores extremos para estimar cuantiles y medias de cola en series heterocedásticas. El valor en riesgo (VaR) fija un umbral de pérdida; el déficit esperado (ES), también denominado valor en riesgo condicional (CVaR), resume la severidad media más allá de ese umbral (Acerbi y Tasche, 2002). Ardia, Bluteau, Boudt y Catania (2018) encontraron que los modelos de cambio de régimen mejoraron los pronósticos de riesgo de rendimientos accionarios, con

resultados que dependieron del mercado evaluado. Para el peso Benavides y Capistrán (2009) documentaron una reducción de la volatilidad frente al dólar en la transición entre instrumentos de política monetaria y Bush y López Noria (2021) asociaron la incertidumbre interna e internacional con esa volatilidad entre 1999 y 2018. Ninguno de los dos comparó especificaciones para varios cruces del peso con un mismo calendario de evaluación ni examinó la calibración de sus colas.

3.5 Metodología

Se compararon modelos univariados de volatilidad condicional para cinco cruces del peso mediante pronósticos diarios fuera de muestra. Sobre las especificaciones seleccionadas se estimaron el VaR y el ES. La evaluación de la precisión del segundo momento y la calibración de las colas se realizaron por separado.

3.5.1 Datos y construcción de los cruces

Las series analizadas se construyeron a partir de las cotizaciones diarias del reporte H.10 de la Reserva Federal obtenidas de la base de datos FRED (Federal Reserve Economic Data). Estas corresponden a tipos de cambio de mediodía en Nueva York. Se eligieron porque reúnen en una sola fuente de libre acceso las cotizaciones diarias de las cinco divisas con el mismo corte horario, en consecuencia los cruces se construyeron sin combinar cotizaciones de horas distintas y cualquier investigador puede replicar las series. El panel comprendió el dólar estadounidense (USD), el euro (EUR), la libra esterlina (GBP), el yen japonés (JPY) y el yuan chino (CNY). La nomenclatura MXN/USD denota pesos mexicanos por dólar, al contrario de la convención de mercado USD/MXN; la misma regla se aplicó a los demás cruces, de modo que un aumento de la cotización representó una depreciación del peso. El Cuadro 3.1 presenta las series primarias y las operaciones de triangulación con que se obtuvo cada cruce.

Cuadro 3.1. Series primarias de FRED y construcción de los tipos de cambio, en pesos mexicanos por unidad de divisa.

Cruce	Series y unidades de origen	Construcción
MXN/USD	DEXMXUS: MXN por USD	DEXMXUS
MXN/EUR	DEXUSEU: USD por EUR	DEXMXUS × DEXUSEU
MXN/GBP	DEXUSUK: USD por GBP	DEXMXUS × DEXUSUK
MXN/JPY	DEXJPUS: JPY por USD	DEXMXUS / DEXJPUS
MXN/CNY	DEXCHUS: CNY por USD	DEXMXUS / DEXCHUS

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Se conservaron las fechas con cotización válida en las cinco series primarias. Los feriados sin observación se eliminaron, no se interpolaron precios ni se arrastró la última cotización para evitar rendimientos nulos artificiales. El calendario en niveles abarcó del 4 de enero de 1999 al 14 de agosto de 2026. Los rendimientos porcentuales se calcularon entre observaciones consecutivas de ese calendario:

$$r_t = 100 [\ln S_t - \ln S_{t-1}], \quad (1)$$

donde S_t denota la cotización del cruce y $t - 1$ la fecha hábil disponible anterior. Por ello, el horizonte fue un paso del calendario H.10 aunque entre ambas fechas mediara un fin de semana. Para MXN/CNY la modelación comenzó con el nivel del 21 de julio de 2005 y el primer rendimiento del 22 de julio, con 5,277 observaciones. Esta restricción respondió a la escasa variación previa del componente CNY/USD bajo su régimen cambiario, lo cual no implicó que el cruce MXN/CNY careciera de variación dado que incorporó la del peso frente al dólar; se conservó el horizonte completo para su caracterización histórica. Cada una de las cuatro series largas restantes contó con 6,925 rendimientos desde el 5 de enero de 1999.

3.5.2 Hechos estilizados y especificaciones candidatas

El diagnóstico examinó la estacionariedad, la dependencia en la media y en los rendimientos al cuadrado, la forma de la distribución, los cambios de varianza y la persistencia. Se emplearon pruebas de raíz unitaria y de estacionariedad, la de Ljung y Box y la del multiplicador de Lagrange para efectos ARCH (ARCH-

LM), complementadas con pruebas de sesgo de signo, quiebres múltiples y memoria larga. Sus resultados completos se omiten por razones de espacio y están disponibles a solicitud. Su función metodológica fue justificar las familias candidatas, sin seleccionar un modelo únicamente por su ajuste dentro de muestra.

La dependencia lineal débil y la selección por el criterio de información bayesiano (BIC) de un modelo autorregresivo y de media móvil sin rezagos [ARMA(0,0)] sustentaron una media constante. La agrupación de movimientos de gran magnitud justificó una varianza condicional cambiante. Se adoptó la representación $r_t = \mu + \varepsilon_t$, con $\varepsilon_t = \sigma_t z_t$, donde z_t tiene media cero y varianza uno. La línea base fue el GARCH(1,1) de Bollerslev (1986):

$$\sigma_t^2 = \omega + a\varepsilon_{t-1}^2 + b\sigma_{t-1}^2. \quad (2)$$

Con $\omega > 0$ y $a, b \geq 0$, la expresión (2) atribuye a choques de igual magnitud el mismo efecto, cualquiera que sea su signo. Para permitir respuestas distintas se incluyeron GJR-GARCH(1,1), que incorpora un término indicador del signo de la innovación (Glosten, Jagannathan y Runkle, 1993); EGARCH(1,1) para modelar el logaritmo de la varianza (Nelson, 1991); y APARCH(1,1) para estimar la potencia de la escala junto con la asimetría (Ding, Granger y Engle, 1993). Estas tres especificaciones se formularon para rendimientos accionarios, donde el choque adverso es una innovación negativa, por lo que se estimaron sobre la serie negada $-r_t$ y así las innovaciones negativas correspondieron a depreciaciones del peso. Los pronósticos y residuos se restituyeron a la orientación original antes de evaluar pérdidas y colas. La inversión del signo no modifica la varianza.

La persistencia se examinó mediante FIGARCH(1, d ,1), cuyo operador fraccional permite que el efecto de los choques disminuya lentamente (Baillie, Bollerslev y Mikkelsen, 1996). Además se incorporaron FIAPARCH(1, d ,1), que reúne integración fraccional, potencia y asimetría (Tse, 1998), y FIEGARCH(1, d ,1) que introduce memoria larga en la formulación exponencial (Bollerslev y Mikkelsen,

1996). FIGARCH se mantuvo en la orientación original y las dos extensiones asimétricas se estimaron sobre la serie negada. El parámetro d se interpretó dentro de cada especificación sin equipararlo automáticamente con el estimador de memoria larga del diagnóstico.

Los cambios de régimen pueden generar persistencia aparente, por lo que la memoria larga y la inestabilidad de la varianza se trataron como explicaciones que debían compararse (Diebold e Inoue, 2001), lo que justificó incluir modelos MS-GARCH de dos y tres estados, en la formulación implementada por MSGARCH (Ardia, Bluteau, Boudt, Catania y Trottier, 2019). Cada estado tuvo su propia ecuación GARCH(1,1) y su propia t de Student sesgada, sin mezcla de distribuciones dentro del estado, y una cadena de Markov gobernó los cambios entre estados. Se utilizaron probabilidades filtradas para construir los pronósticos y se conservaron los rendimientos en su orientación original. Los quiebres del diagnóstico constituyeron una referencia para la especificación y no se interpretaron como estados observables del modelo. Se simularon 199 trayectorias de la longitud de la muestra de estimación desde el MS-GARCH de dos estados ajustado, con 1,000 observaciones de calentamiento y sin reestimarlos, para examinar si esa dinámica reproducía la persistencia aparente. Sobre cada réplica se calculó el estimador log-periodograma de Geweke y Porter-Hudak (1983) de los rendimientos absolutos, con $m = \lfloor T^a \rfloor$ y a igual a 0.5, 0.6 y 0.7, y el valor observado se comparó con el intervalo central del 95% de las réplicas. Ese intervalo midió la compatibilidad del resumen observado con el modelo ajustado, no la incertidumbre de un parámetro de memoria.

Las innovaciones siguieron principalmente la t de Student sesgada de Fernández y Steel (1998) estandarizada a media cero y varianza uno. Se distinguió así la asimetría de la distribución de la respuesta asimétrica de la volatilidad. El conjunto principal reunió nueve especificaciones: la línea base, las tres de asimetría, las tres fraccionales y las dos de cambio de régimen. GARCH(1,2), GARCH(2,1) e IGARCH(1,1) se conservaron como verificaciones de orden y

persistencia. GARCH(1,1) con distribución generalizada del error sesgada se reservó para la sensibilidad distribucional.

3.5.3 Protocolo de estimación y evaluación fuera de muestra

La muestra de estimación inicial terminó el 31 de diciembre de 2019 y comprendió 5,270 rendimientos por serie larga y 3,622 para MXN/CNY. La evaluación se extendió del 2 de enero de 2020 al 14 de agosto de 2026, con 1,655 observaciones por cruce. Se estableció una ventana móvil, pronósticos a un paso y reestimación cada 20 observaciones hábiles. El calendario reunió 83 bloques; el último tuvo 15 pronósticos. Dentro de cada bloque se mantuvieron los parámetros estimados y se actualizó diariamente el estado de volatilidad con la información disponible hasta la observación anterior.

La estimación se basó en la verosimilitud condicional con restricciones propias de cada familia y arranques alternativos ante fallos del optimizador. La precisión de los errores estándar se trató por separado de la validez predictiva, porque un Hessiano mal condicionado impide una inferencia paramétrica fiable sin invalidar por sí mismo una recursión admisible. La comparación exigió pronósticos positivos y finitos, disponibles en al menos 95% de las fechas de evaluación. Para cada cruce las pérdidas se compararon sobre la intersección de fechas válidas de los modelos elegibles. También quedaron registradas las exclusiones y la reducción de muestra para no comparar promedios calculados sobre días distintos.

La frecuencia diaria de las cotizaciones impidió construir una volatilidad realizada intradiaria, por lo que se adoptó $v_t = r_t^2$ como aproximación observable del segundo momento condicional. Como su esperanza condicional es $\sigma_t^2 + \mu^2$ y no la varianza, el objetivo primario fue $q_{m,t} = \hat{\sigma}_{m,t}^2 + \hat{\mu}_{m,t}^2$. La pérdida primaria fue la cuasiverosímil (QLIKE) y la secundaria el error cuadrático:

$$\ell_{m,t}^Q = \ln q_{m,t} + \frac{v_t}{q_{m,t}}, \quad \ell_{m,t}^M = (v_t - q_{m,t})^2. \quad (3)$$

La versión de QLIKE en (3) omite los términos que no dependen del modelo, por lo que sigue definida cuando $r_t = 0$. Esta elección se apoyó en que ambas pérdidas preservan en esperanza el ordenamiento de los pronósticos cuando la aproximación es condicionalmente insesgada, bajo las condiciones de integrabilidad correspondientes (Patton, 2011). Esa propiedad no elimina el ruido muestral ni la sensibilidad a observaciones extremas. Como comprobación del objeto de varianza se añadió $(r_t - \hat{\mu}_{m,t})^2$ frente a $\hat{\sigma}_{m,t}^2$, cuya lectura tuvo en cuenta que el centrado depende de la media estimada de cada modelo.

La selección conjunta se basó en el conjunto de confianza de modelos (MCS) de Hansen, Lunde y Nason (2011). El estadístico fue el de rango, el máximo de los valores absolutos de los estadísticos t por pares, con 5,000 réplicas de remuestreo por bloques móviles de 20 observaciones. En cada paso se eliminó el modelo con el mayor estadístico relativo. Los niveles de confianza fueron 75% y 90%. El MCS de QLIKE al 90% gobernó la selección y los demás se utilizaron como comprobaciones. Dentro del conjunto retenido se eligió el modelo con la menor QLIKE media y los diagnósticos posteriores (BDS, calibración y estabilidad temporal) informaron sobre el modelo elegido sin alterar esa regla. La permanencia de varios modelos se interpretó como falta de evidencia para distinguirlos con esa muestra y pérdida, sin afirmar que fueran equivalentes.

Como comparación auxiliar se utilizó la prueba de Diebold y Mariano (1995), definiendo la diferencia como la pérdida del candidato menos la de la línea base de manera que una media negativa favoreció al candidato. El protocolo fijó inferencia bilateral, covarianza robusta a heterocedasticidad y autocorrelación con núcleo de Bartlett a 20 rezagos y la corrección de muestra finita de Harvey, Leybourne y Newbold (1997). Los valores p se ajustaron por Holm dentro de cada cruce y función de pérdida (Holm, 1979). La calibración se examinó además con la regresión del segundo momento observado sobre su pronóstico con covarianza de Newey y West de 20 rezagos y una prueba conjunta de Wald de

intercepto cero y pendiente uno. Su R^2 tuvo una función descriptiva. Como análisis de sensibilidad se repitió la comparación excluyendo 2020 y acotando el proxy en su percentil 99 sin reestimar los pronósticos. El protocolo de comparación y de retrocontraste se verificó con procesos simulados de parámetros conocidos.

Para comprobar si el modelo elegido capturó por completo la dependencia de cada cruce se aplicó la prueba BDS (Broock, Scheinkman, Dechert y LeBaron, 1996) a sus residuos estandarizados, que bajo una especificación adecuada deben ser independientes e idénticamente distribuidos. Los residuos procedieron de un ajuste diagnóstico de muestra completa separado del ejercicio fuera de muestra. Después de descartar los primeros 50 se calculó el estadístico para 2 y 3 dimensiones de inmersión y radios de 0.5, 1, 1.5 y 2 desviaciones estándar. Los radios distintos de 1 se conservaron como descripción y la inferencia se limitó al radio de una desviación estándar. La distribución de referencia se obtuvo por simulación paramétrica bajo el modelo ajustado con reestimación de los parámetros en cada réplica; cada réplica simuló una trayectoria con 5,000 observaciones de calentamiento y se usaron 299 réplicas, ampliadas a 999 en MXN/JPY. La decisión aplicó Holm a las dos dimensiones con un nivel de 5%; el resultado se consignó como inconcluso cuando los límites de incertidumbre de Monte Carlo seguían cruzando ese nivel. La prueba quedó condicionada al modelo seleccionado sin repetir la selección en cada réplica.

El trabajo se realizó en R 4.5.2 (R Core Team, 2025). En la evaluación fuera de muestra se registraron rugarch 1.5-6 para los modelos GARCH convencionales (Galanos, 2026), fEGarch 1.0.6 para las extensiones fraccionales asimétricas (Schulz, Feng, Peitz y Ayensu, 2026) y MSGARCH 2.51 para los cambios de régimen (Ardia, Bluteau, Boudt, Catania y Trottier, 2019). Los registros del entorno de cómputo consignan además tseries 0.10-63 para el estadístico BDS y Rsolnp 2.0.1 para la optimización.

3.5.4 Riesgo de cola y retrocontrastes

Ambas direcciones del riesgo fueron evaluadas, tanto la depreciación del peso como su apreciación. Sea $L_t^{(s)} = sr_t$, con $s = 1$ para depreciaciones y $s = -1$ para apreciaciones. Las medidas de riesgo se definieron como:

$$\begin{aligned} \text{VaR}_{\alpha,t}^{(s)} &= s\hat{\mu}_t + \hat{\sigma}_t q_{1-\alpha,t}^{(s)}, \\ \text{ES}_{\alpha,t}^{(s)} &= s\hat{\mu}_t + \hat{\sigma}_t e_{1-\alpha,t}^{(s)}, \end{aligned} \quad (4)$$

donde $q_{1-\alpha,t}^{(s)}$ es el cuantil $1 - \alpha$ de la innovación orientada sz_t , $e_{1-\alpha,t}^{(s)}$ es su media condicional por encima de ese cuantil y α es la probabilidad de cola. Los niveles α empleados fueron 5%, 2.5%, 1% y 0.5%, equivalentes a niveles de confianza de 95%, 97.5%, 99% y 99.5%. Los cálculos se expresaron en unidades del rendimiento logarítmico porcentual.

Se compararon tres aproximaciones sobre los mismos pronósticos de media y volatilidad: la distribución t sesgada paramétrica, la simulación histórica filtrada (FHS) y una distribución semiparamétrica con teoría de valores extremos (EVT). FHS empleó los cuantiles empíricos de los residuos estandarizados y el promedio de las observaciones más allá de cada cuantil.

La cola predictiva se reestimó cada 20 observaciones sobre una historia móvil de residuos anteriores al bloque. Como los residuos predictivos disponibles comenzaron en enero de 2020, se requirió un calentamiento mínimo de 250 observaciones; su alineación con los bloques produjo 260 observaciones efectivas y desplazó el retrocontraste (*backtesting*) al periodo del 19 de enero de 2021 al 14 de agosto de 2026 con 1,395 fechas por serie. En consecuencia, este ejercicio no evaluó la calibración de la cola durante 2020. La selección del modelo de volatilidad utilizó el periodo de evaluación, por lo que los retrocontrastes quedaron condicionados a esa selección sin una muestra adicional para validarla.

La aproximación EVT siguió la separación entre filtrado de volatilidad y estimación de la cola de McNeil y Frey (2000). En cada dirección se fijó el umbral

u en el percentil 90 de los residuos orientados y se ajustó una distribución de Pareto generalizada a los excesos positivos mediante máxima verosimilitud. Se exigieron al menos 25 excesos. Para n residuos históricos, N_u excesos, escala $\beta > 0$ y forma ξ el cuantil y la media de cola se obtuvieron como:

$$\begin{aligned} q_{1-\alpha} &= u + \frac{\beta}{\xi} \left[\left(\frac{n\alpha}{N_u} \right)^{-\xi} - 1 \right], \\ e_{1-\alpha} &= \frac{q_{1-\alpha} + \beta - \xi u}{1 - \xi}, \end{aligned} \quad (5)$$

válidas para $\xi \neq 0$, en el caso de $e_{1-\alpha}$ para $\xi < 1$. La aproximación se evaluó para ambas colas por separado. Cuando $\xi = 0$ se utilizó el límite exponencial y para $\xi < 0$ se respetó el extremo finito del soporte. El ES no se consideró disponible si $\xi \geq 1$. El cuerpo de la distribución se mantuvo empírico. Si el ajuste de Pareto no resultaba utilizable, la implementación recurrió a la distribución empírica y registró el fallo. Esas observaciones no se contaron como ventaja de EVT. Se examinó la sensibilidad de los ajustes a los umbrales de los percentiles 85 y 95.

Para el VaR se registró una excepción cuando $L_t^{(s)} > \text{VaR}_{\alpha,t}^{(s)}$. Se examinaron la frecuencia de excepciones, su independencia de primer orden y su cobertura condicional (frecuencia e independencia a la vez) mediante las razones de verosimilitud de Christoffersen (1998); la prueba de cobertura incondicional corresponde a la de Kupiec (1995). Los conteos nulos se trataron mediante la convención $0 \ln 0 = 0$. Para el ES se aplicó el retrocontraste unilateral de McNeil y Frey (2000) a la media de $(L_t^{(s)} - \text{ES}_{\alpha,t}^{(s)})/\hat{\sigma}_t$ en los días de excepción, orientado a detectar subestimación con 5,000 réplicas de remuestreo independiente centrado, cuya validez supuso una dependencia residual débil. Con menos de cinco excepciones o residuos sin dispersión la prueba no se aplicó y su resultado se reportó como faltante.

La corrección de Holm se aplicó por enfoque y por prueba (cobertura condicional del VaR y media de excepciones del ES). Cada familia de VaR comprendió 40 combinaciones de cinco cruces, dos colas y cuatro niveles. En ES se ajustaron

únicamente los valores p disponibles y los restantes se conservaron como faltantes. Como sensibilidad se emplearon familias de diez combinaciones por nivel. Se distinguieron los rechazos nominales de los ajustados y la ausencia de rechazo no se interpretó como prueba de calibración, especialmente en las colas con pocas excepciones.

Se conservaron por separado las reconstrucciones históricas de riesgo de los cinco cruces, calculadas con volatilidades filtradas de muestra completa y colas móviles de 1,000 observaciones actualizadas cada 20. Por costo de cómputo, la sensibilidad a ventanas de 500 y 1,500 observaciones se calculó solo para MXN/USD. Las reconstrucciones tuvieron un uso descriptivo. Las excepciones, los resultados de los retrocontrastes y las diferencias entre enfoques se presentan en la sección 3.6.4.

3.6 Resultados y discusión

Los cinco cruces compartieron una respuesta de la varianza mayor ante depreciaciones que ante apreciaciones y una persistencia elevada. Difirieron en la precisión con que la comparación fuera de muestra separó a las especificaciones y en la calibración de sus colas.

3.6.1 Línea base y asimetría

La persistencia del GARCH(1,1) en la muestra de estimación inicial fue cercana a uno en los cinco cruces (Cuadro 3.2) e implicó vidas medias de 53 a 106 días hábiles (dos meses y medio a cinco). Entre los órdenes estacionarios, GARCH(1,1) obtuvo el menor BIC en todos los cruces. IGARCH(1,1) registró un BIC menor en MXN/USD, MXN/EUR y MXN/CNY, pero su persistencia unitaria no admite una varianza incondicional finita, por lo que se conservó como referencia y no como candidato. La proximidad de la persistencia a uno motivó examinar la memoria larga y el cambio de régimen como explicaciones alternativas de un mismo rasgo.

Las tres especificaciones asimétricas mejoraron el BIC de la línea base, con la sola excepción de APARCH en MXN/EUR, y EGARCH(1,1) obtuvo el menor de los tres en los cinco cruces. El coeficiente de asimetría fue significativo en los 14 ajustes con inferencia paramétrica retenida. APARCH para MXN/USD se conservó como recursión admisible, conforme al criterio de la sección 3.5.3, pero el diagnóstico de su Hessiano impidió respaldar la inferencia sobre sus parámetros.

Cuadro 3.2. Persistencia de la línea base y ajuste de las especificaciones asimétricas, 1999-2019.

Cruce	Persistencia GARCH(1,1)	Δ BIC GJR- GARCH	Δ BIC EGARCH	Δ BIC APARCH	Razón de varianzas EGARCH
MXN/USD	0.9890	-36.768***	-52.631***	-46.109 ^z	1.298
MXN/EUR	0.9932	-2.062*	-8.900***	1.395**	1.123
MXN/GBP	0.9908	-4.368*	-15.169***	-6.005***	1.116
MXN/JPY	0.9870	-30.700**	-46.009***	-34.804***	1.281
MXN/CNY	0.9935	-11.859**	-25.315***	-19.102*	1.265

Nota: muestra de estimación de 1999 a 2019; MXN/CNY de julio de 2005 a 2019. La persistencia es $a + b$ del GARCH(1,1). Δ BIC es el criterio de información bayesiano (BIC) total de cada modelo asimétrico menos el de GARCH(1,1); un valor negativo favorece al modelo asimétrico. Los asteriscos indican la significancia del coeficiente de asimetría de cada ajuste en una prueba bilateral con errores estándar robustos: * $p \leq 0.05$, ** $p \leq 0.01$, *** $p \leq 0.001$. ^z Inferencia paramétrica no retenida por el diagnóstico del Hessiano. La razón compara las varianzas de EGARCH después de innovaciones de dos desviaciones estándar de igual magnitud, orientadas como depreciación y apreciación, con lo demás constante.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

La razón de varianzas del Cuadro 3.2 describe la respuesta condicional estimada con datos hasta 2019, expresando la asimetría en una escala que no depende del signo adoptado en la estimación. La varianza posterior a una depreciación superó a la posterior a una apreciación de igual magnitud en los cinco cruces, con una diferencia mayor en MXN/USD, MXN/JPY y MXN/CNY que en los cruces europeos. GJR-GARCH y APARCH coincidieron en la magnitud y en ese ordenamiento.

El mejor ajuste no eliminó la dependencia residual. Con EGARCH, los valores p de ARCH-LM fueron menores que 0.05 en las 15 combinaciones de cinco cruces

y tres rezagos. La prueba conjunta de sesgo de signo y de tamaño rechazó en cuatro cruces y no rechazó en MXN/JPY ($p = 0.476$). Los dos criterios no señalaron al mismo modelo. GJR-GARCH en MXN/USD dejó residuos con menos dependencia pese a un BIC mayor que el de EGARCH. Con ese modelo ARCH-LM rechazó en uno de los tres rezagos y la prueba conjunta no rechazó ($p = 0.077$). Por ello el BIC de la muestra de estimación no se convirtió en una decisión sobre el pronóstico y la comparación continuó con las familias fraccionales y de cambio de régimen.

3.6.2 Memoria larga y cambio de régimen

El parámetro fraccional fue positivo en los 15 ajustes y su valor para un mismo cruce dependió de la familia (Cuadro 3.3). En FIGARCH y FIAPARCH las estimaciones implicaron que entre 9.3% y 13.2% del peso de los choques pasados en sus respectivas recursiones quedara más allá del rezago 100, frente a 0.5% o menos en GARCH(1,1). Esa fracción resume la diferencia práctica entre el decaimiento hiperbólico y el exponencial. FIEGARCH alcanzó la cota superior impuesta en los cinco cruces, de modo que su parámetro no admitió un intervalo de confianza interior ni una lectura como medida de memoria. Los valores estimados sustentaron la comparación de pronósticos pero no una medida común de memoria larga para los cruces.

Cuadro 3.3. Parámetro fraccional estimado por cruce y familia, 1999-2019.

Cruce	d FIGARCH	d FIAPARCH	d FIEGARCH
MXN/USD	0.354	0.274	0.499 ^z
MXN/EUR	0.369	0.364	0.499 ^z
MXN/GBP	0.338	0.411	0.499 ^z
MXN/JPY	0.279	0.312	0.499 ^z
MXN/CNY	0.392	0.315	0.499 ^z

Nota: muestra de estimación de 1999 a 2019; MXN/CNY de julio de 2005 a 2019. Los valores de d corresponden a ecuaciones distintas y no se equiparan entre familias. ^z Estimación situada en la cota superior impuesta de 0.499; no se interpreta mediante una aproximación de Wald interior.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

La comparación con el modelo anidado de memoria corta tampoco favoreció de manera uniforme a la extensión fraccional. FIGARCH redujo el BIC de GARCH(1,1) en MXN/USD y MXN/JPY, lo dejó prácticamente igual en MXN/CNY y lo aumentó en MXN/EUR y MXN/GBP. FIAPARCH y FIEGARCH redujeron el de sus modelos anidados en MXN/USD, MXN/JPY y MXN/CNY. En MXN/EUR y MXN/GBP sus soluciones alcanzaron una verosimilitud inferior a la de los modelos anidados; en estos dos cruces la razón de verosimilitud no sirvió como prueba contra la memoria larga ya que un óptimo con verosimilitud menor que la del modelo anidado no puede ser el máximo global. Se conservó la distinción entre la comparación descriptiva del ajuste alcanzado y una conclusión inferencial sobre d .

Los modelos de cambio de régimen ofrecieron la explicación alternativa de la persistencia. El MS-GARCH de dos estados obtuvo un BIC menor que el de tres en los cinco cruces. Frente al control de un solo estado, el BIC favoreció al modelo sin regímenes y el criterio de información de Akaike (AIC) a los dos estados. La solución de MXN/USD quedó como provisional porque el mejor óptimo no se replicó entre arranques. Las duraciones esperadas distinguieron dos grupos de cruces (Cuadro 3.4). En MXN/EUR, MXN/GBP y MXN/CNY la permanencia de los estados y la diferencia de escalas admitieron una lectura de regímenes persistentes. En MXN/JPY el segundo valor propio de la matriz de transición fue negativo (-0.270), lo que indicó una alternancia de escalas y no episodios prolongados. En MXN/USD la probabilidad suavizada media del estado de estrés durante 2008 fue 0.453 frente a 0.449 en toda la muestra; los estados de ese cruce no distinguieron el episodio de mayor volatilidad del periodo. Las etiquetas de tranquilidad y estrés describieron el ajuste pero no la cronología.

Cuadro 3.4. Características de los estados del MS-GARCH de dos estados, 1999-2019.

Cruce	Duración tranquila	Duración de estrés	Razón de escalas	Ocupación de estrés (%)
MXN/USD	5.0	4.1	1.157	44.9
MXN/EUR	154.9	25.0	1.419	13.6
MXN/GBP	122.6	26.0	1.348	17.2
MXN/JPY	1.8	1.4	1.283	43.7
MXN/CNY	145.7	54.1	1.713	27.6

Nota: muestra de estimación de 1999 a 2019; MXN/CNY de julio de 2005 a 2019. Duraciones esperadas en observaciones hábiles. La escala de cada estado es la raíz de su varianza media ponderada por las probabilidades suavizadas. La razón compara el estado de estrés con el tranquilo. La ocupación es el promedio de la probabilidad suavizada del estado de estrés. Las etiquetas describen el ajuste dentro de muestra, no identifican episodios económicos observados.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Condicionada a los modelos ajustados, la simulación desde los MS-GARCH de dos estados produjo intervalos centrales del 95% que contuvieron al estimador log-periodograma observado en las 15 combinaciones de cinco cruces y tres anchos de banda. El resultado fue compatible con que una dinámica de regímenes reprodujera parte de la persistencia aparente, sin atribuirle toda la persistencia ni descartar que una representación fraccional resultara útil para pronosticar como plantean Diebold e Inoue (2001).

3.6.3 Selección fuera de muestra

Los nueve modelos del conjunto principal produjeron pronósticos válidos en las 1,655 fechas de evaluación de cada cruce, por lo que la comparación no requirió exclusiones. La menor QLIKE media dentro del MCS al 90% en los cinco cruces correspondió a una especificación que combina memoria larga y respuesta asimétrica, FIAPARCH(1, d ,1) o FIEGARCH(1, d ,1) (Cuadro 3.5). Las especificaciones con solo una de esas propiedades y los MS-GARCH no obtuvieron el mínimo en ningún cruce. La línea base GARCH(1,1) quedó fuera del conjunto de confianza en MXN/USD y la prueba directa la rechazó en cuatro cruces. A diferencia de lo que encontraron Hansen y Lunde (2005) en el marco-

dólar, aquí la línea base fue superada en cuatro de los cinco cruces, con otras monedas, otro periodo y otros candidatos.

Cuadro 3.5. Selección por QLIKE y comparación con GARCH(1,1), del 2 de enero de 2020 al 14 de agosto de 2026.

Cruce	Modelo	QLIKE base	QLIKE elegida	MCS 90%	Valor p^z
MXN/USD	FIAPARCH	0.278	0.210	1	<0.001
MXN/EUR	FIEGARCH	0.143	0.100	6	0.024
MXN/GBP	FIEGARCH	0.182	0.158	9	0.279
MXN/JPY	FIAPARCH	0.675	0.631	4	0.007
MXN/CNY	FIAPARCH	0.243	0.192	3	0.003

Nota: 1,655 pronósticos a un paso por cruce. La pérdida cuasiverosímil (QLIKE) se promedia sobre las mismas fechas, una pérdida menor favorece al modelo. MCS 90% indica el número de modelos retenidos en el conjunto de confianza de modelos al 90% entre los nueve candidatos. ^z Prueba de Diebold y Mariano del modelo elegido frente a GARCH(1,1) con 20 rezagos, corrección de muestra finita y ajuste de Holm dentro de cada cruce y pérdida.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

La precisión de esa selección varió entre cruces. En MXN/USD el conjunto de confianza retuvo solo al modelo elegido. En MXN/GBP la muestra no permitió descartar a ningún candidato ni distinguir al elegido de la línea base, y FIEGARCH obtuvo la menor QLIKE anual solo en 2024. Su elección obedeció a la regla de menor pérdida media, no a una ventaja que la muestra respaldara. En los cuatro cruces con más de un modelo retenido la prueba directa entre el elegido y el segundo del conjunto no rechazó (p entre 0.277 y 0.585), y ningún día aislado invirtió el ordenamiento al omitirse. Esa amplitud reflejó incertidumbre de selección en el sentido de Hansen, Lunde y Nason (2011), pero no que los modelos retenidos fueran equivalentes.

El MCS construido con el error cuadrático retuvo los nueve modelos en cada serie, así que la separación empírica dependió de la función de pérdida y del ruido del rendimiento al cuadrado como aproximación del segundo momento. La propiedad de ordenamiento en esperanza que estudia Patton (2011) no garantiza que dos pérdidas produzcan la misma selección en una muestra finita.

La Figura 1 descompone la diferencia acumulada de QLIKE frente a la línea base según la magnitud del rendimiento al cuadrado en grupos delimitados por sus percentiles 75 y 95. Los grupos son descriptivos y no corresponden a los estados del MS-GARCH. La ventaja del modelo elegido no se localizó en el mismo tramo en todos los cruces. FIAPARCH en los cruces MXN/USD y MXN/CNY perdió frente a la línea base en los días ordinarios y compensó esa pérdida en los de mayor magnitud, mientras que en MXN/EUR FIEGARCH obtuvo la mayor parte de su ventaja en los días ordinarios.

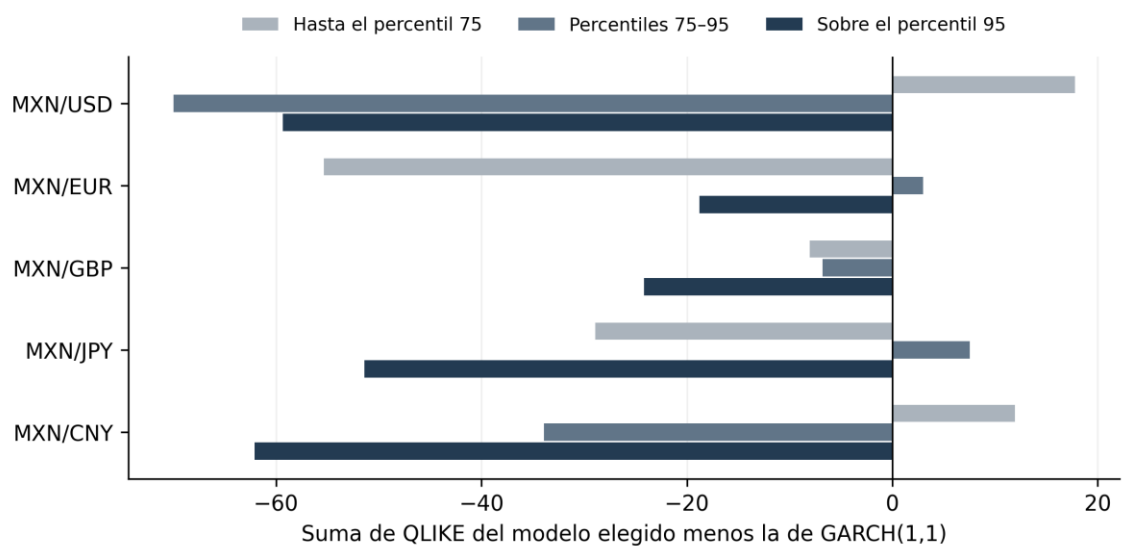


Figura 1. Diferencia acumulada de QLIKE por magnitud del rendimiento al cuadrado, 2020-2026.

Nota: valores negativos favorecen al modelo elegido frente a GARCH(1,1). Los grupos contienen 1,241, 331 y 83 fechas por cruce. Se representa la suma de diferencias guardada para cada grupo; no es una comparación entre grupos de igual tamaño ni una prueba adicional. Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Al excluir 2020, FIAPARCH conservó la menor QLIKE en MXN/USD y FIEGARCH en MXN/EUR y MXN/GBP, pero el mínimo pasó a FIEGARCH en MXN/JPY y MXN/CNY. El conjunto de confianza de MXN/USD se amplió a FIAPARCH y FIEGARCH, el de MXN/EUR se redujo a FIEGARCH. Al acotar el rendimiento al cuadrado en su percentil 99 se mantuvieron los cinco mínimos de la comparación principal. Estas verificaciones reevaluaron los pronósticos existentes sin

reestimar. Mostraron que el ordenamiento entre las dos familias fraccionales asimétricas fue sensible al periodo y menos sensible a las observaciones extremas.

La elección de FIEGARCH requirió una reserva adicional. En las 83 ventanas de cada serie, d volvió a situarse en la cota de 0.499, así que su menor pérdida en MXN/EUR y MXN/GBP no lo convirtió en una estimación interior de memoria larga. En FIAPARCH d se movió en intervalos estrechos a lo largo de las ventanas: de 0.283 a 0.317 en MXN/USD, de 0.371 a 0.415 en MXN/JPY y de 0.290 a 0.342 en MXN/CNY. La regresión de calibración del segundo momento no rechazó conjuntamente intercepto cero y pendiente uno en ninguno de los cinco modelos elegidos sobre la muestra completa de evaluación, aunque las pendientes puntuales de 1.503 en MXN/EUR y 1.306 en MXN/GBP superaron uno. Al excluir 2020 la prueba rechazó en MXN/USD y MXN/CNY ($p < 0.001$ en ambos). La mejora relativa de QLIKE y la calibración absoluta aportaron información distinta sobre los mismos pronósticos.

La prueba BDS no produjo un rechazo confirmado. En cuatro cruces no se rechazó la independencia e idéntica distribución de los residuos bajo el modelo ajustado, es decir, no se detectó dependencia que el modelo elegido dejara sin capturar; MXN/JPY quedó inconcluso en la dimensión 2, con un valor p ajustado puntual de 0.038 y límites de incertidumbre de Monte Carlo de 0.016 y 0.069, que siguieron cruzando el nivel de 5% después de 999 réplicas. El resultado quedó condicionado al modelo elegido y no demostró que la dependencia no lineal estuviera ausente, en particular en MXN/JPY.

3.6.4 Riesgo de cola

Los retrocontrastes evaluaron los pronósticos a un paso del modelo elegido en cada cruce en las 1,395 fechas del 19 de enero de 2021 al 14 de agosto de 2026, el 84.3% de las 1,655 fechas de pronóstico una vez descontado el calentamiento de la cola descrito en la sección 3.5.4. La historia desde 1999 no formó parte de este ejercicio porque no existieron para ella pronósticos fuera de muestra; su

reconstrucción con parámetros de muestra completa se presenta en la sección 3.6.5 con carácter descriptivo. En el primer bloque la distribución de Pareto generalizada se ajustó con 26 excesos por cola (uno más que el mínimo exigido) y en el último con 164, de modo que las colas de los primeros bloques dependieron de poca información. En los 350 ajustes por bloque (70 por cruce) la distribución de Pareto generalizada resultó utilizable en ambas colas, así que la sustitución empírica prevista no fue usada. Sobre los 1,655 residuos predictivos de cada cruce, el umbral en los percentiles 85 y 95 desplazó el parámetro de forma hasta en 0.215 (MXN/GBP, cola de las apreciaciones), frente a estimaciones de entre -0.132 y 0.052 con el umbral principal. El parámetro se leyó como ingrediente de una regla de extrapolación y no como medida precisa del grosor de la cola.

En la cola de las depreciaciones al 1% la t sesgada no quedó por debajo de las 13.95 excepciones esperadas en ningún cruce (Cuadro 3.6). FHS y EVT redujeron ese número en cuatro cruces; en MXN/CNY la FHS lo redujo en una excepción y EVT lo mantuvo. Sumadas sobre los cinco cruces las excepciones al 1% con la t sesgada fueron 94 en la cola de las depreciaciones y 52 en la de las apreciaciones, frente a 69.75 esperadas en cada una. Con EVT fueron 69 y 88. Sin constituir una prueba conjunta, esas sumas describieron la dirección del desajuste de cada enfoque y la proximidad de un conteo a su valor esperado no bastó por sí sola para ordenar la calidad de VaR y ES.

Cuadro 3.6. Excepciones del VaR y promedio temporal del ES al 1% para depreciaciones, del 19 de enero de 2021 al 14 de agosto de 2026.

Cruce	t sesgada	FHS	EVT	ES medio t	ES medio EVT
MXN/USD	18	14	14	2.253	2.362
MXN/EUR	19	10	8	2.123	2.345
MXN/GBP	14	11	11	2.107	2.063
MXN/JPY	23	13	16	2.803	3.148
MXN/CNY	20	19	20	2.309	2.221

Nota: 1,395 observaciones y 13.95 excepciones esperadas por cruce. Las columnas t sesgada, FHS y EVT contienen conteos de excepciones del valor en riesgo (VaR). Las dos últimas muestran el promedio temporal del déficit esperado (ES) pronosticado, en unidades del rendimiento logarítmico porcentual. FHS: simulación histórica filtrada; EVT: teoría de valores extremos. El promedio del ES no es la pérdida media observada en los días de excepción.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

El exceso de excepciones de la t sesgada en MXN/JPY produjo un rechazo individual en la prueba de cobertura incondicional de Kupiec (1995) ($p = 0.026$), que no se trasladó a un rechazo ajustado del enfoque, mientras que la prueba conjunta de cobertura condicional no rechazó ($p = 0.058$). La diferencia obedeció a las hipótesis contrastadas, ya que la primera examinó solo la frecuencia y la segunda incorporó la independencia de primer orden de las excepciones (Christoffersen, 1998).

Sobre las 40 combinaciones de cinco cruces, dos colas y cuatro niveles, la prueba de cobertura condicional del VaR registró tres rechazos nominales con EVT, dos con FHS y dos con la t sesgada. Ninguno permaneció después de Holm. El retrocontraste del ES pudo aplicarse en 38 combinaciones de EVT, 39 de FHS y 36 de la t sesgada, con cuatro, tres y dos rechazos nominales; tampoco persistió ninguno con la corrección principal. Las siete combinaciones sin prueba, todas al 0.5% y con tres o cuatro excepciones, se conservaron como faltantes. No se contaron como casos de calibración satisfactoria.

La familia de sensibilidad de diez combinaciones por nivel localizó los desajustes en la cola de las apreciaciones de MXN/USD. Con EVT el VaR al 1% registró 28 excepciones frente a 13.95 esperadas y la prueba de cobertura condicional lo rechazó con un valor p ajustado de 0.022. El ES al 5% mostró subestimación con

EVT y FHS con valores ajustados de 0.028 y 0.026. Esas señales no sobrevivieron a la familia principal, más amplia, pero impidieron resumir la evidencia como una calibración uniforme en ambas direcciones del riesgo.

La severidad pronosticada también dependió del tratamiento de la cola aunque sin un sentido uniforme, debido a que el ES paramétrico medio fue menor que el de EVT en tres cruces y mayor en dos (Cuadro 3.6). EVT no elevó mecánicamente las estimaciones de riesgo. La comparación entre enfoques fue descriptiva y no estableció la superioridad predictiva de ninguno.

La ausencia de rechazos ajustados se leyó junto con la escasez de excepciones (al 0.5% solo se esperaban 6.975 por cruce) y con dos condiciones del diseño. La evaluación excluyó 2020 y las especificaciones se eligieron con el mismo periodo general de pronósticos. Por tanto, los retrocontrastes describieron la calibración de los modelos elegidos en un periodo acotado y condicionada a su selección, sin una muestra adicional que la validara.

3.6.5 Implicaciones económicas

Los resultados permitieron identificar cuatro implicaciones para la medición del riesgo cambiario del peso. Las decisiones de cobertura cambiaria, de inversión o de política que pudieran seguirse quedaron fuera del alcance.

La primera es la dependencia de la medida respecto del estado de la volatilidad. En la reconstrucción histórica la volatilidad condicional máxima de cada cruce, registrada en octubre de 2008 en los cinco, fue de 3.9 a 7.2 veces su mediana (Cuadro 3.7). Una medida basada en una escala constante no recogería esa variación entre fechas, cuyo alcance quedó descrito por las volatilidades condicionales reconstruidas. La longitud de la ventana de cola comprobada solo en MXN/USD con 500 y 1,500 observaciones produjo series de ES con correlaciones de 0.978 y 0.995 con la principal, y razones medianas de 1.007 y 0.990. A la escala se sumó la forma de la cola porque la razón entre el ES al 1% y la volatilidad condicional osciló entre 2.5 y 4.2 según el cruce y la fecha.

Cuadro 3.7. Volatilidad condicional y ES al 1% de las depreciaciones en la reconstrucción histórica, 1999-2026.

Cruce	σ_t mediana	σ_t máxima	ES mediano	ES máximo
MXN/USD	0.564	4.046	1.977	13.597
MXN/EUR	0.713	3.077	2.423	9.909
MXN/GBP	0.700	2.708	2.240	8.404
MXN/JPY	0.819	5.012	2.860	18.300
MXN/CNY	0.609	3.931	2.180	14.451

Nota: rendimientos de enero de 1999 a agosto de 2026; MXN/CNY desde julio de 2005. Unidades del rendimiento logarítmico porcentual diario. Volatilidad condicional (σ_t) filtrada con parámetros de muestra completa y déficit esperado (ES) con colas móviles de valores extremos (EVT) de 1,000 observaciones, actualizadas cada 20. La mediana y el máximo son resúmenes temporales de las medidas estimadas y no representan pérdidas realizadas ni pronósticos evaluados fuera de muestra.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Sobre una exposición cuyo valor aumenta con la depreciación, como una obligación fija en moneda extranjera, el ES mediano equivaldría a unos 19,768 pesos por cada millón de pesos de exposición en MXN/USD y a 28,603 en MXN/JPY. El ES máximo equivaldría a 135,972 y 182,997 pesos. La traducción fue lineal, de rendimientos logarítmicos a variaciones monetarias y no calculó el ES de pérdidas simples. El ES resume la severidad media de la cola y no acota la pérdida máxima (Acerbi y Tasche, 2002) y tampoco se interpretó como un requerimiento de capital.

La segunda implicación es la dependencia de la medida respecto de la dirección del último movimiento. Con las estimaciones de la sección 3.6.1, la varianza del día siguiente a una depreciación de dos desviaciones estándar fue entre 11.6% y 29.8% mayor que la posterior a una apreciación de igual tamaño. Para la exposición cuya pérdida es la depreciación, el movimiento adverso se asoció con una varianza condicional mayor al día siguiente, con lo demás constante. Por separado, las vidas medias de la línea base describieron una persistencia de varios meses. Dado que el diseño univariado no permitió contrastar el mecanismo que produce esa respuesta, la lectura es interpretativa.

La tercera implicación concierne al supuesto de cola. En la cola de las depreciaciones al 1%, la t sesgada no quedó por debajo de las excepciones esperadas en ningún cruce. En tres de ellos reportó además un ES medio menor que EVT; la diferencia del promedio temporal, con EVT como referencia, fue de 10.9% en MXN/JPY y de 9.5% en MXN/EUR, equivalente a unos 3,447 y 2,222 pesos por millón de exposición. Los dos desajustes tuvieron el mismo sentido en esos cruces, una cifra de riesgo menor y una frecuencia de excepciones mayor que la nominal. En la cola de las apreciaciones la t sesgada registró menos excepciones que las esperadas en los cinco cruces y EVT más, en 4 de 5. La corrección semiparamétrica desplazó así el desajuste de una dirección a la otra. Sin una función de costos ni posiciones concretas, estas cifras cuantificaron la sensibilidad de la medida al supuesto de cola, no atribuyeron a un enfoque un ahorro ni una pérdida evitada.

La elección de la cola relevante corresponde al usuario de la medida y no a la estimación, porque qué dirección resulta adversa depende de la exposición: una obligación en moneda extranjera pierde con la depreciación y un ingreso futuro fijo en esa divisa pierde con la apreciación. Por ello los desajustes localizados en la cola de las apreciaciones de MXN/USD conservaron interés aunque el análisis principal se orientara a las depreciaciones.

La cuarta implicación es la del componente común. Por construcción, los cruces frente al euro, la libra y el yen sumaron la variación del peso frente al dólar y la de la cotización en dólares de la divisa externa, que para el yen es la inversa de la serie del Cuadro 3.1. Sus estimaciones univariadas no midieron diversificación ni riesgo conjunto. El MXN/CNY seleccionó la misma especificación que el MXN/USD y fue el único cruce con la misma distribución de la ventaja por grupos de magnitud, en consonancia con un componente externo de escasa variación. Esa redundancia y el número de condición del panel de rendimientos, que pasó de 16.96 con cuatro cruces a 127.02 al incluir el MXN/CNY, justificaron modelarlo aparte y desaconsejan incluirlo junto con el MXN/USD en un sistema multivariado de dependencia entre cruces. En la reconstrucción histórica del Cuadro 3.7 el

cuadrado de la correlación entre el logaritmo del ES al 1% de las depreciaciones y el logaritmo de la volatilidad condicional fue de 0.85 a 0.97 en los otros cuatro cruces. Esa cifra equivale al R^2 de una regresión simple entre ambos logaritmos y limita la interpretación de los dos indicadores como fuentes de información independientes.

3.7 Conclusiones y recomendaciones

La volatilidad condicional de los cinco cruces del peso respondió más a las depreciaciones que a las apreciaciones de igual magnitud. En la muestra de estimación, el modelo exponencial estimó una varianza posterior a una depreciación de dos desviaciones estándar entre 11.6% y 29.8% mayor que la posterior a una apreciación equivalente. La persistencia de la línea base fue cercana a uno con vidas medias de dos meses y medio a cinco. La dirección del último movimiento aportó información relevante para medir la incertidumbre del día siguiente.

Las especificaciones que combinan integración fraccional y respuesta asimétrica alcanzaron la menor pérdida cuasiverosímil media en la evaluación a un día del segundo momento condicional de los cinco cruces. La precisión de esa selección difirió entre monedas: fue concluyente en el dólar para la pérdida y el periodo evaluados, y no lo fue para la libra. El ordenamiento entre las dos familias elegidas cambió con el periodo de evaluación. El parámetro fraccional de la familia exponencial permaneció en su cota, de manera que la memoria larga funcionó como instrumento de pronóstico y no como propiedad medida de las series.

Las medidas de valor en riesgo y déficit esperado no fueron rechazadas por las pruebas evaluables con la corrección principal por comparaciones múltiples. Al 1% la distribución t de Student sesgada registró al menos las excepciones esperadas en la cola de las depreciaciones de los cinco cruces y menos que las esperadas en la de las apreciaciones. El tratamiento semiparamétrico de la cola desplazó ese desajuste de una dirección a la otra. El supuesto de cola modificó

el promedio temporal del déficit esperado al 1% de las depreciaciones hasta en 10.9% en el cruce con el yen. La elección de la cola relevante y de su tratamiento forman, por tanto, parte de la medida de riesgo y no de su refinamiento.

Se recomienda reportar, junto con el modelo elegido, el número de especificaciones que el conjunto de confianza no distinguió, evaluar por separado la cola de las depreciaciones y la de las apreciaciones según la exposición y presentar la medida bajo más de un tratamiento de la cola. También se recomienda conservar una historia de residuos predictivos anterior al periodo de retrocontraste, ya que el calentamiento de la cola dejó sin evaluar el primer año de pronósticos.

La evidencia quedó acotada a un horizonte de un día, a un periodo de evaluación de las colas posterior a 2020 y a especificaciones elegidas con el mismo periodo general de pronósticos. El cruce con el yuan resultó redundante respecto del cruce con el dólar (su inclusión deterioró el condicionamiento del panel de rendimientos), eligió la misma especificación y obtuvo su mejora de pronóstico en los mismos días de mayor magnitud. Esa redundancia justificó modelarlo aparte y desaconseja incluirlo junto con el cruce con el dólar en un sistema multivariado.

3.8 Financiamiento

Esta investigación se realizó con una beca de posgrado de la Secretaría de Ciencia, Humanidades, Tecnología e Innovación (SECIHTI).

3.9 Referencias

- Acerbi, C. y Tasche, D. (2002). On the coherence of expected shortfall. *Journal of Banking & Finance*, 26(7), 1487–1503. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(02\)00283-2](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(02)00283-2)
- Ardia, D., Bluteau, K., Boudt, K. y Catania, L. (2018). Forecasting risk with Markov-switching GARCH models: A large-scale performance study. *International Journal of Forecasting*, 34(4), 733–747. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2018.05.004>

- Ardia, D., Bluteau, K., Boudt, K., Catania, L. y Trottier, D.-A. (2019). Markov-switching GARCH models in R: The MSGARCH package. *Journal of Statistical Software*, 91(4), 1–38. <https://doi.org/10.18637/jss.v091.i04>
- Baillie, R. T., Bollerslev, T. y Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74(1), 3–30. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(95\)01749-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(95)01749-6)
- Benavides, G. y Capistrán, C. (2009). Una nota sobre las volatilidades de la tasa de interés y del tipo de cambio según diferentes instrumentos de política monetaria: México, 1998–2008. *Monetaria*, 32(3), 391–412. https://www.cemla.org/PDF/monetaria/PUB_MON_XXXII-03.pdf
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Bollerslev, T. y Mikkelsen, H. O. (1996). Modeling and pricing long memory in stock market volatility. *Journal of Econometrics*, 73(1), 151–184. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01736-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01736-4)
- Broock, W. A., Scheinkman, J. A., Dechert, W. D. y LeBaron, B. (1996). A test for independence based on the correlation dimension. *Econometric Reviews*, 15(3), 197–235. <https://doi.org/10.1080/07474939608800353>
- Bush, G. y López Noria, G. (2021). Uncertainty and exchange rate volatility: Evidence from Mexico. *International Review of Economics & Finance*, 75, 704–722. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2021.04.029>
- Christoffersen, P. F. (1998). Evaluating interval forecasts. *International Economic Review*, 39(4), 841–862. <https://doi.org/10.2307/2527341>
- Diebold, F. X. e Inoue, A. (2001). Long memory and regime switching. *Journal of Econometrics*, 105(1), 131–159. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00073-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00073-2)
- Diebold, F. X. y Mariano, R. S. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3), 253–263. <https://doi.org/10.1080/07350015.1995.10524599>
- Ding, Z., Granger, C. W. J. y Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance*, 1(1), 83–106. [https://doi.org/10.1016/0927-5398\(93\)90006-D](https://doi.org/10.1016/0927-5398(93)90006-D)
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Fernández, C. y Steel, M. F. J. (1998). On Bayesian modeling of fat tails and skewness. *Journal of the American Statistical Association*, 93(441), 359–371. <https://doi.org/10.1080/01621459.1998.10474117>

- Galanos, A. (2026). *rugarch: Univariate GARCH models* (Versión 1.5-6). Comprehensive R Archive Network. <https://cran.r-project.org/package=rugarch>
- Geweke, J. y Porter-Hudak, S. (1983). The estimation and application of long memory time series models. *Journal of Time Series Analysis*, 4(4), 221–238. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.1983.tb00371.x>
- Glosten, L. R., Jagannathan, R. y Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779–1801. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>
- Hansen, P. R. y Lunde, A. (2005). A forecast comparison of volatility models: Does anything beat a GARCH(1,1)? *Journal of Applied Econometrics*, 20(7), 873–889. <https://doi.org/10.1002/jae.800>
- Hansen, P. R., Lunde, A. y Nason, J. M. (2011). The model confidence set. *Econometrica*, 79(2), 453–497. <https://doi.org/10.3982/ECTA5771>
- Harvey, D., Leybourne, S. y Newbold, P. (1997). Testing the equality of prediction mean squared errors. *International Journal of Forecasting*, 13(2), 281–291. [https://doi.org/10.1016/S0169-2070\(96\)00719-4](https://doi.org/10.1016/S0169-2070(96)00719-4)
- Holm, S. (1979). A simple sequentially rejective multiple test procedure. *Scandinavian Journal of Statistics*, 6(2), 65–70.
- Kupiec, P. H. (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. *The Journal of Derivatives*, 3(2), 73–84. <https://doi.org/10.3905/jod.1995.407942>
- McNeil, A. J. y Frey, R. (2000). Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: An extreme value approach. *Journal of Empirical Finance*, 7(3–4), 271–300. [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(00\)00012-8](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(00)00012-8)
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59(2), 347–370. <https://doi.org/10.2307/2938260>
- Patton, A. J. (2011). Volatility forecast comparison using imperfect volatility proxies. *Journal of Econometrics*, 160(1), 246–256. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.03.034>
- R Core Team. (2025). *R: A language and environment for statistical computing* (Versión 4.5.2). R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Schulz, D., Feng, Y., Peitz, C. y Ayensu, O. K. (2026). *fEGarch: SM/LM EGARCH and GARCH, VaR/ES backtesting and dual LM extensions* (Versión 1.0.6). Comprehensive R Archive Network. <https://cran.r-project.org/web/packages/fEGarch/refman/fEGarch.html>

Tse, Y. K. (1998). The conditional heteroscedasticity of the yen-dollar exchange rate. *Journal of Applied Econometrics*, 13(1), 49–55.
[https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199801/02\)13:1<49::AID-JAE459>3.0.CO;2-O](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199801/02)13:1<49::AID-JAE459>3.0.CO;2-O)

CAPÍTULO 4. CONECTIVIDAD DE VOLATILIDAD Y RIESGO ENTRE TIPOS DE CAMBIO Y LOS MERCADOS FINANCIEROS MEXICANOS⁴

4.1 Resumen

Se midió la conectividad predictiva entre cuatro cruces del peso y tres mercados mexicanos (acciones, dinero y deuda gubernamental) con la descomposición generalizada de la varianza del error de pronóstico de la volatilidad y del déficit esperado, con datos diarios de 2003 a 2024. El saldo neto del bloque cambiario fue de 18.71 puntos porcentuales, positivo en 91.6% de las ventanas móviles, con las acciones y la deuda como principales receptores. Ambas redes resultaron casi idénticas. Como el saldo cambió de signo con los órdenes extremos de Cholesky y el remuestreo no validó la inferencia, la evidencia es descriptiva.

Palabras clave: conectividad, déficit esperado, derrames de volatilidad, mercados financieros mexicanos, riesgo cambiario.

4.2 Abstract

Volatility and risk connectedness between exchange rates and Mexican financial markets

Predictive connectedness between four peso exchange rates and three Mexican markets (equity, money and government debt) was measured with the generalized forecast error variance decomposition of volatility and expected shortfall, using daily data from 2003 to 2024. The net spillover of the exchange rate block was 18.71 percentage points, positive in 91.6% of the rolling windows, with equity and government debt as the main receivers. Both networks were almost identical. Since the net spillover changed sign under the extreme Cholesky orderings and the bootstrap did not validate inference, the evidence is descriptive.

Keywords: connectedness, exchange rate risk, expected shortfall, Mexican financial markets, volatility spillovers.

Clasificación JEL (JEL classification): C32, C58, F31, G01, G15.

Financiamiento: el autor declara que esta investigación no recibió financiamiento específico. Durante su realización contó con una beca de posgrado de la

⁴ Artículo enviado a la Revista Nicolaita de Estudios Económicos para su revisión y posible publicación.

Secretaría de Ciencia, Humanidades, Tecnología e Innovación (SECIHTI) para el programa de maestría en que se desarrolló.

Conflicto de interés: el autor declara no presentar conflicto de interés.

Disponibilidad de datos: los datos primarios son de acceso público: cotizaciones del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidas de FRED, y series del Sistema de Información Económica del Banco de México (SF43716, SF43783, SF45430, SF45454, SF45455 y SF45478). Las series construidas, los paneles de volatilidad y de déficit esperado y el código que reproduce los resultados están disponibles a solicitud al autor de correspondencia.

Agradecimientos: el artículo se deriva de la tesis de maestría del autor en la Universidad Autónoma Chapingo. El autor agradece a la universidad por haberle dado la oportunidad de realizar satisfactoriamente sus estudios.

4.3 Introducción

Este artículo examinó en qué medida la volatilidad condicional y el déficit esperado del peso mexicano se relacionaron con el riesgo de los mercados accionario, de dinero y de deuda gubernamental, y si la dirección estimada se conservó ante cambios de calendario y de especificación.

Se analizaron los cruces del peso frente al dólar, el euro, la libra esterlina y el yen, con medidas de riesgo estimadas en una etapa previa de la investigación, junto con un indicador de referencia por segmento doméstico: el S&P/BMV Índice de Precios y Cotizaciones (IPC), la tasa de interés interbancaria de equilibrio (TIIE) a 28 días y el Bono M de 7 a 10 años, de mayo de 2003 a diciembre de 2024, con una extensión descriptiva hasta agosto de 2026. Se evaluaron cinco hipótesis sobre transmisión neta cambiaria (H1), jerarquía de receptores (H2), robustez al calendario y al orden de Cholesky (H3), amplificación en episodios de estrés (H4) y semejanza entre las redes de déficit esperado y de volatilidad (H5), con las reglas del Cuadro 4.2. La contribución consistió en comparar esas redes,

examinar su sensibilidad al comovimiento con el MXN/USD y delimitar el alcance de las estimaciones y del remuestreo. Las secciones siguientes presentan la revisión de literatura, la metodología, el análisis de los resultados y las conclusiones.

4.4 Revisión de literatura

Los antecedentes para México documentaron causalidad de Granger en varianza entre la tasa de corto plazo y el tipo de cambio durante el régimen del corto, sin evidencia equivalente en la submuestra posterior de abril de 2004 a agosto de 2008 (Benavides y Capistrán, 2009). Se identificaron derrames de volatilidad desde el mercado mundial hacia la bolsa mexicana más intensos ante caídas en periodos de alta volatilidad (López Herrera et al., 2015). Para economías emergentes Gadanecz et al. (2018) relacionaron el riesgo cambiario con los rendimientos soberanos en moneda local y Hofmann et al. (2020) la apreciación frente al dólar con menores primas de riesgo. Alba et al. (2024) identificaron respuestas conjuntas del tipo de cambio, su volatilidad, la prima soberana y los precios accionarios mexicanos ante choques de información y de política monetaria de Estados Unidos. Esos antecedentes motivaron el estudio conjunto de varios cruces del peso y de tres segmentos domésticos.

La conectividad se midió con la descomposición generalizada de la varianza del error de pronóstico, que es invariante al orden de las variables (Pesaran y Shin, 1998). Las medidas direccionales y su representación como red siguieron a Diebold y Yilmaz (2012, 2014). Su interpretación se limitó a la interdependencia predictiva, ya que la atribución de varianza no identifica por sí misma contagio ni choques estructurales (Forbes y Rigobon, 2002).

4.5 Metodología

La conectividad entre los cuatro cruces del peso y tres mercados financieros mexicanos se cuantificó con la descomposición generalizada de la varianza del error de pronóstico. Se aplicó a los paneles de volatilidad condicional y de déficit

esperado, contruidos con los mismos modelos marginales. El diseño inicial estableció las variables, las muestras y las reglas de decisión de las cinco hipótesis. La rejilla de longitudes de bloque del remuestreo y la lectura de una cláusula de H3 se precisaron durante la ejecución.

4.5.1 Mercados receptores, datos, alineación y matriz de sistemas

Los receptores se eligieron como indicadores de referencia por segmento representativo del mercado financiero doméstico en pesos. El S&P/BMV IPC representó al mercado accionario, la TIIE a 28 días al mercado de dinero y el Bono M de referencia de 7 a 10 años a la deuda gubernamental de largo plazo. El diferencial soberano EMBI quedó fuera por ese criterio, pues mide la deuda en dólares negociada en el exterior. Las tres series provienen del Sistema de Información Económica (SIE) del Banco de México. El IPC entró como rendimiento logarítmico porcentual y la TIIE y el Bono M como cambios en puntos base (pb). Los cuatro cruces del peso (MXN/USD, MXN/EUR, MXN/GBP y MXN/JPY en pesos por unidad de divisa, de manera que un rendimiento positivo es una depreciación) se construyeron por triangulación con las cotizaciones de mediodía del reporte H.10 de la Reserva Federal y conservaron el calendario de ese reporte. El MXN/CNY (quinto cruce de la canasta de derechos especiales de giro) se excluyó por su redundancia con el MXN/USD (el número de condición del panel de rendimientos pasó de 16.96 a 127.02 al incluirlo).

El Bono M se midió por el rendimiento al vencimiento del título de referencia vigente, que fue recuperado de su precio sucio ya que el rendimiento del precio hereda la duración decreciente del título entre reemplazos. Los cambios que abarcan los 17 reemplazos y los seis afectados por tres niveles con cupón inconsistente quedaron como faltantes. La TIIE se fechó en su día de determinación (un día hábil antes de la fecha del SIE) porque así respondió a los cambios de la tasa objetivo en su fecha de entrada en vigor. Desde el 1 de enero de 2025 la TIIE a 28 días se calcula a partir de la TIIE de Fondeo y no de cotizaciones bancarias (Banco de México, 2023). Ese cambio se trató como institucional, por lo que la variación diaria que une los dos segmentos quedó

como faltante y la TIIE posterior a 2024 entró solo en los sistemas construidos con cambios diarios.

El calendario maestro fue el del reporte H.10 de la Reserva Federal restringido a las fechas con cierre mexicano válido. Las 143 fechas de la muestra principal cuyo cambio abarcó más de un paso del calendario se excluyeron en una robustez. Dado que las cotizaciones de la H.10 corresponden al mediodía de Nueva York y los mercados mexicanos cierran horas después, se usaron dos alineaciones. La simultánea (como principal) emparejó el movimiento cambiario del día t con el cierre mexicano de ese día; la secuencial emparejó el panel cambiario de $t + 1$ con el cierre mexicano de t , sin recalcular rendimientos, de modo que la información cambiaria fuera posterior al cierre mexicano. Una dirección se afirmó solo cuando conservó su signo en ambas. Las medidas de riesgo de cada nodo se orientaron sobre su movimiento adverso: la depreciación del peso en los cruces, la caída del índice en el IPC y el alza de la tasa en la TIIE y en el Bono M.

La muestra principal abarcó del 19 de mayo de 2003 (primer cambio disponible del Bono M) al 31 de diciembre de 2024 (último día del régimen anterior de la TIIE) con 5,232 observaciones. Una muestra extendida hasta el 14 de agosto de 2026 sirvió para describir 2025 y 2026. El Cuadro 4.1 indica qué variables y periodo sustentan cada sistema. La pertenencia de cada receptor dependió de la medida, por la regla de evaluabilidad de la cola de la sección 4.5.2.

Cuadro 4.1. Sistemas de conectividad estimados: medida de cada nodo, receptores participantes, periodo y observaciones en la alineación simultánea.

Sistema	Medida de cada nodo	Receptores	Periodo	Obs.
Volatilidad, muestra principal	logaritmo de la volatilidad condicional	IPC, TIIE y Bono M (siete nodos)	2003-2024	5,232
Déficit esperado, muestra principal	logaritmo del ES al 1% por EVT; FHS como robustez	IPC y Bono M (seis nodos)	2003-2024	5,232
Volatilidad y déficit esperado, muestra extendida	las mismas	IPC y Bono M (seis nodos)	2003-2026	5,624
Cambios, muestras principal y extendida	rendimiento o cambio diario	IPC, TIIE y Bono M (siete nodos)	2003-2024; 2003-2026	5,232; 5,623
Cambios, extensión sin TIIE	rendimiento o cambio diario	IPC y Bono M (seis nodos)	2003-2026	5,624

Nota: los cuatro cruces entran en todos los sistemas. ES, déficit esperado; EVT, teoría de valores extremos; FHS, simulación histórica filtrada. La alineación secuencial tiene una observación menos en la muestra extendida.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México (series SF43716, SF43783, SF45430, SF45454, SF45455 y SF45478) y del reporte H.10 de la Reserva Federal.

4.5.2 Modelos marginales y evaluabilidad de la cola

La volatilidad condicional filtrada de los cuatro cruces y el déficit esperado (ES) al 1% de la cola de depreciaciones provienen de una etapa previa de la investigación, en la que se compararon fuera de muestra nueve especificaciones de varianza condicional con innovaciones t de Student sesgada para cada cruce y se eligió, dentro del conjunto de confianza de modelos, la de menor pérdida cuasiverosímil: FIAPARCH(1, d ,1) en MXN/USD y MXN/JPY y FIEGARCH(1, d ,1) en MXN/EUR y MXN/GBP. Esos modelos se reestimaron con parámetros de muestra completa y la cola se ajustó con una distribución de Pareto generalizada sobre ventanas móviles de 1,000 residuos estandarizados, actualizadas cada 20 observaciones. Los tres receptores se dotaron de los mismos objetos, con media constante e innovación t de Student sesgada (Fernández y Steel, 1998). Una tabla de diagnóstico fijada de antemano basada en pruebas de asimetría y de memoria larga sobre la muestra de estimación asignó a cada mercado un modelo principal y, cuando procedía, un competidor.

En los tres mercados el diagnóstico indicó memoria larga sin asimetría, por lo que compitieron FIEGARCH(1, d ,1) (Bollerslev y Mikkelsen, 1996) y el GARCH(1,1) de referencia como modelo de heterocedasticidad condicional autorregresiva generalizada (Bollerslev, 1986). La comparación usó la pérdida cuasiverosímil (QLIKE), que penaliza más la subestimación de la varianza, y la misma partición temporal que los cruces, con muestra de estimación hasta el 31 de diciembre de 2019. La evaluación comenzó el 2 de enero de 2020 con ventana móvil y reestimación cada 20 observaciones, en 83 bloques para el IPC y el Bono M y 63 para la TIIE (su muestra termina en diciembre de 2024). Decidió la prueba de Diebold y Mariano (1995) bilateral al 5% y un resultado no concluyente favoreció a la memoria corta, dado que en los cruces el parámetro fraccional de FIEGARCH se había situado en su cota de 0.499. Quedaron seleccionados GARCH(1,1) para el IPC y el Bono M y FIEGARCH(1, d ,1) para la TIIE (sección 4.6.1), reestimados con la muestra completa para construir los paneles históricos, que por ello son retrospectivos.

El riesgo de cola de cada receptor se midió con las mismas funciones, ventanas y pruebas de retrocontraste que en los cruces, con la cola de Pareto generalizada sobre los residuos estandarizados (McNeil y Frey, 2000) como principal y la t sesgada y la simulación histórica filtrada (FHS) como comparación. Dado que el ES de la Pareto generalizada solo existe si su parámetro de forma cumple $\xi < 1$, antes de armar los paneles se fijó una regla de evaluabilidad: un receptor entró al sistema de ES solo si su cola lo admitió en al menos 95% de las ventanas históricas y en todos los bloques del retrocontraste. La acompañó el exponente de cola de Hill (1975), $\hat{\alpha}_H$, que estima el inverso de ξ . Un valor menor que uno es compatible con un ES inexistente, aunque no lo demuestra. El IPC y el Bono M cumplieron la regla y la TIIE no (sección 4.6.1), por lo que la TIIE participó solo en los sistemas de volatilidad y de cambios, y la comparación entre las conectividades de ES y de volatilidad se hizo sobre seis nodos. La t sesgada de los cruces se sometió además a falsación frente a dos distribuciones alternativas, con el criterio de información bayesiano (BIC) y dos criterios de cola.

4.5.3 Conectividad generalizada estática y dinámica

Cada sistema reunió un vector y_t de K nodos: $y_{i,t} = \ln \hat{\sigma}_{i,t}$ en el de volatilidad y $y_{i,t} = \ln \widehat{ES}_{i,t}$ en el de déficit esperado, con el ES al 1% por valores extremos. Los logaritmos hicieron proporcionales los choques entre mercados de escalas distintas. La comparación de ambos sistemas sobre los mismos seis nodos midió cuánto cambió la conectividad al sustituir la volatilidad condicional por una medida que también incorpora la forma estimada de la cola. Como $ES_{i,t} \approx \mu_i^L + \sigma_{i,t} \kappa_{i,t}$, con $\kappa_{i,t}$ el ES de la innovación estandarizada, la diferencia entre las dos descomposiciones no aísla una contribución de la cola. El sistema de cambios usó los rendimientos y cambios diarios. Sobre cada sistema se estimó por mínimos cuadrados un vector autorregresivo (VAR) de forma reducida:

$$y_t = v + \sum_{\ell=1}^p A_{\ell} y_{t-\ell} + u_t, \quad E[u_t u_t'] = \Sigma. \quad (1)$$

El orden p se eligió por el BIC hasta un máximo de cinco. Resultaron dos rezagos en los sistemas de volatilidad y de déficit esperado y uno en los de cambios. Cuando el VAR fue estable (todos los valores propios de su matriz compañera con módulo menor que uno) admitió la representación estacionaria de medias móviles $y_t = \mu + \sum_{s \geq 0} \Psi_s u_{t-s}$. Los coeficientes Ψ_s de la descomposición a horizonte finito se obtuvieron por recursión a partir de las matrices A_{ℓ} , cálculo que puede ejecutarse aun en un VAR inestable sin que el resultado conserve la interpretación estacionaria. La estabilidad de los VAR estáticos y móviles se examinó con el radio espectral de la matriz compañera; las ventanas con radio no menor que uno se identificaron en un diagnóstico posterior al protocolo, que no modificó las reglas registradas (sección 4.6.4). La participación generalizada del choque j en la varianza del error de pronóstico del nodo i a H pasos (Pesaran y Shin, 1998) y su normalización por filas fueron

$$\theta_{ij}(H) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{s=0}^{H-1} (e_i' \Psi_s \Sigma e_j)^2}{\sum_{s=0}^{H-1} e_i' \Psi_s \Sigma \Psi_s' e_i}, \quad \tilde{\theta}_{ij}(H) = 100 \frac{\theta_{ij}(H)}{\sum_{k=1}^K \theta_{ik}(H)}, \quad (2)$$

donde e_i es el i -ésimo vector unitario y σ_{jj} el elemento (j, j) de Σ . La fila es el receptor, la columna el origen del choque y cada fila normalizada suma 100. Sobre esa matriz se definieron las medidas de Diebold y Yilmaz (2012): la conectividad recibida por el nodo i , $FROM_i = \sum_{j \neq i} \tilde{\theta}_{ij}$; la transmitida, $TO_i = \sum_{j \neq i} \tilde{\theta}_{ji}$; la neta, $NET_i = TO_i - FROM_i$; y el índice de conectividad total, $TCI = K^{-1} \sum_i FROM_i$. $FROM$, TO y NET son sumas de participaciones en puntos porcentuales (pp). TO suma participaciones de varianzas receptoras distintas y puede superar 100, y el nivel del TCI depende de K , por lo que no es comparable entre sistemas de seis y siete nodos. Las reglas de decisión usaron el NET del bloque cambiario, $NET_{FX} = \sum_{i \in FX} NET_i$, y la conectividad recibida por cada mercado m desde ese bloque, $FROM_m^{FX} = \sum_{f \in FX} \tilde{\theta}_{mf}$. El horizonte principal fue de 10 observaciones del calendario común, con 5 y 22 como sensibilidad.

La descomposición generalizada no depende del orden de las variables pero atribuye varianza de forma contable y reparte un factor común omitido como conectividad entre nodos (Diebold y Yilmaz, 2014). Por ello sus cifras se leyeron como transmisión predictiva del modelo, sin identificar choques estructurales ni acreditar por sí solas desempeño fuera de muestra. Como sensibilidad de la dirección contemporánea se calculó la descomposición de Cholesky con dos órdenes extremos, uno con el bloque cambiario primero y otro con los mercados mexicanos primero. Como dos órdenes no acotan las 5,040 permutaciones de siete variables, el rango entre ellos se reportó sin interpretarlo como intervalo de confianza ni como cota de todas las permutaciones. Si superaba 10 pp, la dirección contemporánea se declaró no identificada.

La conectividad dinámica reestimó la descomposición sobre ventanas móviles de $W = 250$ observaciones con p fijo en $n - W + 1$ ventanas indexadas por su fecha final (4,983 en la muestra principal desde el 27 de mayo de 2004). Las ventanas consecutivas comparten 249 observaciones. Una observación extrema puede

afectar varias estimaciones sucesivas y su desplazamiento dentro de la ventana modifica su participación como observación explicada y como regresor (con $p = 2$ las dos observaciones más antiguas de cada ventana actúan solo como regresores). Esta superposición condicionó la lectura descriptiva de los cambios del índice. No se interpretaron las ventanas que contenían el cambio de régimen de la TIIE (con fecha final entre el 2 de enero de 2025 y el 13 de enero de 2026). Para 2025 y 2026 se usó el sistema de cambios de siete nodos. La regla para sustituirlo por el de seis fue que la mediana de la diferencia absoluta del índice neto de algún nodo entre ambos sistemas superara la semiamplitud de su intervalo bootstrap en la tabla estática principal.

La amplificación en episodios de estrés se evaluó con siete episodios cerrados antes de estimar. Fueron la crisis financiera global (2008 y 2009), la crisis del euro (2010 a 2012), la reversión monetaria de Estados Unidos (2013), el petróleo y la devaluación del yuan (2014 a 2016), marzo y abril de 2020, el ciclo de alzas de 2022 y la elección de junio de 2024. Los cuatro primeros traducen la partición fijada en el análisis exploratorio de los cruces, antes de estimar la conectividad, y los tres restantes provienen del plan de análisis. Una ventana perteneció a un episodio cuando su fecha final cayó dentro de él.

La semejanza entre los sistemas de déficit esperado y de volatilidad se evaluó sobre los seis nodos comunes (reestimando ambos sobre ese conjunto) con la máxima diferencia absoluta entre sus matrices normalizadas y la correlación entre sus índices totales móviles. La comparación estática usó la muestra principal y la correlación móvil de la salida registrada se calculó en la muestra extendida y se reportó también en la principal. Las robusteces registradas excluyeron marzo y abril de 2020 o las fechas de horizonte múltiple, añadieron dos rezagos, cambiaron el horizonte o la ventana (500 observaciones) y sustituyeron el ES por el de FHS. Otra sustituyó MXN/EUR, MXN/GBP y MXN/JPY por sus residuos de una proyección lineal sobre MXN/USD, con parámetros de muestra completa, como sensibilidad retrospectiva al componente común asociado con el dólar. Como la proyección también modifica las relaciones

dentro del bloque cambiario, el cambio de conectividad se interpretó descriptivamente y sus residuos no se trataron como choques estructurales. La implementación se validó con procesos simulados de parámetros conocidos.

4.5.4 Inferencia, multiplicidad y reglas de decisión

La incertidumbre de las tablas estáticas se aproximó con un bootstrap de bloques móviles (Künsch, 1989) de longitud ℓ con $B = 500$ réplicas, con la misma semilla en todos los sistemas y nivel de 95%. Sobre cada pseudomuestra se reestimó el sistema con el mismo orden y se recalcularon todas las métricas. Para cada métrica ϑ se reportaron el intervalo percentil $[\hat{\vartheta}_{(\alpha/2)}^*, \hat{\vartheta}_{(1-\alpha/2)}^*]$ y el básico $[2\hat{\vartheta} - \hat{\vartheta}_{(1-\alpha/2)}^*, 2\hat{\vartheta} - \hat{\vartheta}_{(\alpha/2)}^*]$, que pueden diferir por desplazamiento o asimetría de la distribución de réplicas. Se exigió el mismo veredicto bajo ambas construcciones cuando una regla usó intervalos. El valor p unilateral de réplicas para la hipótesis $\vartheta > 0$ fue la proporción de réplicas no positivas $(1 + \#\{b: \hat{\vartheta}^{*(b)} \leq 0\})/(B_v + 1)$ sobre las B_v réplicas válidas, y el bilateral el doble de la menor de las dos proporciones acotado en uno. Con 500 réplicas sus mínimos son $1/501 \approx 0.002$ y $2/501 \approx 0.004$; un valor en ese mínimo se reportó como tal y no como $p = 0$ y solo se usó como inferencial cuando el remuestreo superó la salvaguarda siguiente.

El plan inicial fijó bloques de 18 observaciones (la regla usual bajo dependencia débil es $\lceil n^{1/3} \rceil$). Como en paneles persistentes la longitud del bloque puede decidir el veredicto, una modificación del plan amplió la evaluación a 18, 60, 120 y 250 observaciones (250 deja unos 21 bloques por réplica). La longitud se eligió con una salvaguarda operativa de centrado de las réplicas definida sobre el índice total estático, distinto del NET contrastado en H1: se cumplió si $|\text{med}(\text{TCI}^*) - \widehat{\text{TCI}}| \leq 1 \text{ pp}$ (med: mediana de las réplicas) y la fracción de réplicas por debajo de la estimación quedó entre 0.25 y 0.75. Se adoptó la menor longitud que la cumplió y en adelante se dice que ese sistema superó la salvaguarda de centrado. Superarla indicó que las réplicas no estaban desplazadas respecto de la estimación y no que los intervalos alcanzaran su nivel de confianza nominal, lo

que no se validó por separado. Si ninguna longitud la cumplió los intervalos y valores p del sistema quedaron como descriptivos y ninguna hipótesis que dependiera de ellos recibió veredicto inferencial.

Las reglas de ordenamiento, umbral y conteo del Cuadro 4.2 se evaluaron sobre estimaciones puntuales. La única que exigió intervalos (H1) quedó condicionada a la admisibilidad de la ruta inferencial. La corrección de Holm (1979) se aplicó a los tres contrastes direccionales, el NET del bloque cambiario de H1 y las dos comparaciones de orden de H2, cuyos valores p fueron auxiliares porque su regla se decide por el orden de las estimaciones puntuales. La corrección controla la multiplicidad mas no la validez del contraste que genera cada valor p , de modo que no supe el incumplimiento de la salvaguarda. Como la descomposición generalizada no identifica choques estructurales los resultados se expresan como transmisión predictiva y no como contagio.

Cuadro 4.2. Reglas de decisión de las hipótesis.

Hipótesis	Regla
H1. Transmisión neta cambiaria	NET del bloque cambiario mayor que cero en el sistema de volatilidad con alineación simultánea, con el intervalo de registro excluyendo el cero bajo ambas construcciones
H2. Jerarquía de receptores	Conectividad recibida desde el bloque cambiario mayor en el Bono M y menor en la TIIE
H3. Robustez a la asincronía	Mismo signo del NET cambiario y mismo orden de receptores en las dos alineaciones; rango de Cholesky no mayor que 10 pp
H4. Amplificación en episodios	Promedio del TCI móvil en las ventanas que terminan dentro del episodio mayor que la mediana más una desviación estándar de toda la serie, en al menos 4 de 7 episodios
H5. Semejanza entre riesgo y volatilidad	Diferencia máxima entre matrices menor que 5 pp y correlación de los TCI móviles mayor que 0.95, sobre los seis nodos comunes

Nota: NET, TCI y pp denotan la conectividad neta, el índice de conectividad total y puntos porcentuales. En H1, “mayor que cero” exige un intervalo que excluya el cero por una ruta admisible: el remuestreo que superó la salvaguarda de centrado, con el mismo veredicto bajo las construcciones percentil y básica. Sin ruta admisible, la hipótesis se reporta sin veredicto inferencial.

Fuente: elaboración propia.

El trabajo se realizó en R 4.5.2 (R Core Team, 2025), con rugarch 1.5-6 (Galanos, 2026) y fEGarch 1.0.6 (Schulz et al., 2026) para los modelos de varianza de los

receptores, vars 1.6-1 (Pfaff, 2008) para la selección del orden y ConnectednessApproach 1.0.4 (Gabauer, 2025) para la conectividad.

4.6 Análisis de resultados y discusión

En la especificación principal de volatilidad el bloque cambiario tuvo un saldo neto positivo y los tres mercados mexicanos fueron receptores netos. La dirección contemporánea resultó sensible al orden de identificación y la sustitución de tres cruces por componentes ortogonales al MXN/USD redujo sustancialmente la conectividad. La red del déficit esperado reprodujo a la de la volatilidad sobre los mismos nodos. Cada resultado se presenta como estimación descriptiva, cumplimiento de una regla o diagnóstico según el alcance de su procedimiento.

4.6.1 Modelos marginales y composición de la red

La comparación fuera de muestra no distinguió a FIEGARCH(1, d ,1) de la línea base en el IPC ($p = 0.739$) ni en el Bono M ($p = 0.440$), por lo que en ambos quedó GARCH(1,1) conforme a la regla de desempate. En la TIIE, FIEGARCH(1, d ,1) tuvo una pérdida QLIKE significativamente menor ($p < 0.001$). Su parámetro fraccional quedó en la cota de 0.499 y los grados de libertad de la t sesgada en 2.02, de modo que ese filtro se usó como instrumento predictivo y no como medida de memoria. En los cruces se conservó la t sesgada como distribución de referencia ya que ninguna de las dos alternativas mejoró el criterio bayesiano en alguno de los cuatro cruces ni superó la regla de aceptación completa, resultado que vale dentro del protocolo acotado de la sección 4.5.2 y no demuestra que la t sesgada sea la distribución verdadera.

La regla de evaluabilidad excluyó a la TIIE del sistema de déficit esperado. Su ES de Pareto quedó definido en 125 de 214 ventanas históricas y en 5 de 50 bloques del retrocontraste, con un exponente de cola $\hat{\alpha}_H$ de 0.957 en la cola adversa, compatible con $\xi > 1$, región en que el ES no existe, aunque como diagnóstico muestral no demuestra que la media poblacional sea infinita. Entre 2008 y 2024 el 68.4% de la varianza de los cambios de la TIIE se concentró en

las ventanas con cambio efectivo de la tasa objetivo (frente a 4.6% en el Bono M). Esa concentración corresponde a una dinámica diaria dominada por saltos en fechas de política, que no identifica una función de reacción al tipo de cambio. La red de déficit esperado quedó con seis nodos y la de volatilidad con siete.

4.6.2 Nivel y dirección de la conectividad

En la muestra principal con alineación simultánea, en promedio 38.77% de la varianza del error de pronóstico a diez observaciones de los siete nodos del sistema de volatilidad se atribuyó a innovaciones de otros nodos (Cuadro 4.3). Esa participación fue muy distinta entre los cruces (55 a 59%) y los mercados mexicanos (19.9% el IPC, 19.3% el Bono M y 3.3% la TIIE). La matriz tuvo estructura de bloques: los cuatro cruces repartieron casi todo lo que no explicó su propia historia entre sí (215.8 pp de participaciones cruzadas dentro del bloque), mientras que entre los tres mercados mexicanos esas participaciones sumaron 10.6 pp. Las del bloque cambiario en las varianzas de los mercados mexicanos sumaron 31.9 pp y las de estos en las de los cruces 13.2 pp, participaciones con denominadores distintos que no son cantidades de riesgo comparables. La celda mayor hacia México fue la de MXN/USD hacia Bono M (6.0%).

Cuadro 4.3. Conectividad estática de la volatilidad en el sistema de siete nodos, muestra principal y alineación simultánea, en porcentaje de la varianza del error de pronóstico a diez observaciones.

Nodo	MXN/USD	MXN/EUR	MXN/GBP	MXN/JPY	IPC	TIIE	Bono M	FROM
MXN/USD	45.0	16.1	14.9	20.1	2.1	0.2	1.7	55.0
MXN/EUR	16.5	41.3	21.9	17.6	1.4	0.3	1.0	58.7
MXN/GBP	17.0	23.7	41.9	14.7	1.7	0.1	0.8	58.1
MXN/JPY	22.1	17.3	13.9	42.8	3.4	0.0	0.4	57.2
IPC	4.2	3.0	3.3	5.4	80.1	0.1	3.9	19.9
TIIE	0.3	1.0	0.1	0.0	0.2	96.7	1.6	3.3
Bono M	6.0	3.7	2.5	2.3	4.1	0.6	80.7	19.3
TO	66.2	64.9	56.5	60.1	12.9	1.4	9.4	38.8
NET	11.1	6.2	-1.5	3.0	-7.0	-1.9	-9.9	

Nota: la fila es el receptor y la columna el origen del choque; la diagonal es la participación propia. Las filas de los siete receptores suman 100 antes del redondeo; las filas TO y NET no siguen esa regla. FROM, TO y NET son la conectividad recibida, transmitida y neta de la sección 4.5.3, en puntos porcentuales; la celda FROM de la fila TO es el índice de conectividad total. VAR de dos rezagos, 5,232 observaciones del 19 de mayo de 2003 al 31 de diciembre de 2024.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal.

El NET del bloque cambiario fue de 18.71 pp (la cantidad que contrasta H1). Los tres mercados mexicanos fueron receptores netos con -6.96 pp el IPC, -9.86 pp el Bono M y -1.88 pp la TIIE. Entre los cruces, MXN/GBP fue receptor neto por 1.55 pp, por sus participaciones dentro del bloque cambiario más que por su relación con los mercados mexicanos, y por eso H1 se formuló sobre el bloque y no sobre cada cruce. La alineación secuencial elevó el NET del bloque a 32.59 pp: la suma de participaciones de los mercados mexicanos en las varianzas de los cruces bajó de 13.2 a 1.7 pp, mientras que la del bloque en las de los mercados mexicanos pasó de 31.9 a 34.3 pp. Las participaciones direccionales fueron sensibles a la convención de calendario y el saldo positivo se conservó en las dos alineaciones. Como cada alineación sigue usando la covarianza residual

de su sistema, el cambio no separó un efecto causal rezagado de la covariación residual.

Cuadro 4.4. Métricas direccionales del sistema de volatilidad y del sistema de cambios de la muestra principal con sus intervalos bootstrap de 95%, en puntos porcentuales de la varianza del error de pronóstico.

Sistema y métrica	Estimación	IC percentil	IC básico
<i>Volatilidad, alineación simultánea</i>			
Índice total	38.77	[35.52, 45.90]	[31.65, 42.03]
NET del bloque cambiario	18.71	[9.17, 33.78]	[3.64, 28.24]
Recibido por el IPC	15.89	[10.13, 28.60]	[3.18, 21.64]
Recibido por el Bono M	14.54	[6.96, 26.97]	[2.11, 22.12]
Recibido por la TIIE	1.44	[0.61, 5.14]	[-2.25, 2.28]
<i>Volatilidad, alineación secuencial</i>			
Índice total	38.23	[34.98, 44.90]	[31.57, 41.48]
NET del bloque cambiario	32.59	[19.56, 49.08]	[16.11, 45.63]
<i>Cambios, alineación simultánea</i>			
Índice total	44.55	[41.59, 47.07]	[42.02, 47.51]
NET del bloque cambiario	21.26	[17.18, 26.30]	[16.21, 25.33]

Nota: 500 réplicas de bloques móviles. Volatilidad: bloques de 250 observaciones, la longitud de menor sesgo; su remuestreo no superó la salvaguarda de centrado y sus intervalos son descriptivos. Cambios: bloques de 18 observaciones, con la salvaguarda superada; intervalos inferenciales, sin validación separada de su nivel de confianza efectivo.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal.

La inferencia de H1 quedó limitada por el remuestreo disponible (Cuadro 4.4). En los paneles de volatilidad y de déficit esperado la mediana de las réplicas del índice total superó a la estimación muestral en 10.8 a 12.3 pp con bloques de 18 observaciones y en 1.7 a 2.8 pp con bloques de 250, sin bajar de la tolerancia de 1 pp con ninguna longitud de la rejilla. En los paneles de cambios el sesgo fue de -0.15 a 0.25 pp en toda la rejilla, con el mismo código y la misma semilla, contraste compatible con la persistencia de los paneles de volatilidad: un bloque corto rompe la dependencia propia de cada nodo y desplaza participaciones hacia los términos cruzados. Los intervalos descriptivos del NET del bloque quedaron por encima de cero bajo las dos construcciones ([9.17, 33.78] el percentil y [3.64, 28.24] el básico), con límites inferiores de 19.56 y 16.11 pp en la alineación secuencial y ninguna réplica cruzó el cero (valor p en su mínimo de

1/501). Como el procedimiento no superó la salvaguarda de centrado, H1 quedó sin veredicto inferencial en el sistema de volatilidad. Los intervalos del sistema de déficit esperado conservaron asimismo uso descriptivo. El sistema de cambios que sí la superó tuvo un NET del bloque de 21.26 pp con intervalos alejados de cero, pero corresponde a otro objeto y no valida los intervalos de los otros paneles.

H2 no cumplió la regla registrada en su primera parte y sí en la segunda. La regla esperaba al Bono M como mayor receptor. En el sistema de volatilidad el IPC recibió 15.89 pp del bloque cambiario y el Bono M 14.54 pp, de modo que el orden puntual contradijo la jerarquía esperada. La diferencia de 1.35 pp tuvo valor p de réplicas de 0.687 (descriptivo). En el sistema de déficit esperado el orden se invirtió (15.61 pp el Bono M y 13.73 pp el IPC) y el mayor receptor alternó entre ambos según la medida, el horizonte y el número de rezagos. El orden puntual existió en cada especificación pero no fue estable entre ellas, lo que tampoco equivale a demostrar que recibieran lo mismo. La TIIE recibió 1.44 pp, un orden de magnitud menos, y la comparación entre el IPC y la TIIE tuvo el valor p de réplicas en su mínimo, también sin valor inferencial. Esa contribución pequeña no se interpretó como un vínculo distinto de cero ni como ausencia de vínculo. La concentración de la varianza de la TIIE en fechas de política es compatible con una relación de naturaleza distinta a la de los mercados accionario y de deuda, pero el diseño no identificó cuál.

El sistema de déficit esperado reprodujo al de volatilidad cuando se compararon los mismos seis nodos. En la muestra principal de 2003 a 2024, su índice total fue de 44.50%, frente a 44.31% del sistema de volatilidad reestimado sobre esos nodos y 44.44% con el panel de FHS, de modo que la semejanza no dependió de la cola de Pareto generalizada. H5 cumplió la regla registrada; la diferencia máxima entre las dos matrices fue de 2.50 pp (umbral de 5) y la correlación de los índices móviles, calculada sobre la muestra extendida en la salida registrada, de 0.9971 (umbral de 0.95), con 0.9969 sobre la muestra principal. Con FHS

fueron 2.31 pp y 0.9970, y en la alineación secuencial 2.97 pp y 0.9968. La correlación de las primeras diferencias de los índices fue de 0.989.

La semejanza es compatible con la relación de la sección 4.5.3, es decir, si el multiplicador de cola $\kappa_{i,t}$ varía poco frente a la volatilidad, en logaritmos ambas series difieren en un término casi constante y una descomposición de varianza apenas las distingue, lo que es compatible con un papel dominante de la escala condicional. Debido a que la descomposición se basa en segundos momentos el resultado no valida por sí solo las estimaciones de ES ni establece que quede o no dependencia de cola entre los residuos estandarizados.

4.6.3 Horizonte, robustez y sensibilidad de la dirección

El saldo neto del bloque aumentó con el horizonte de la descomposición (Cuadro 4.5) y pasó de 13.02 a 18.71 y 29.12 pp en volatilidad a 5, 10 y 22 observaciones, y de 12.44 a 17.94 y 28.87 pp en déficit esperado. El perfil describe la acumulación de contribuciones al error de pronóstico dentro de los modelos estimados, pero no la velocidad con que un choque identificado pasó de un mercado a otro. En el sistema de cambios el índice total y el NET del bloque fueron prácticamente iguales a 5, 10 y 22 observaciones (44.55% y 21.26 pp a diez observaciones en la muestra principal). Con un rezago y rendimientos poco predecibles, las contribuciones se estabilizaron desde cinco observaciones, lo que es compatible con un peso dominante de la covarianza contemporánea. Esas tablas se leyeron como comovimiento cercano al mismo día.

Cuadro 4.5. Índice total y NET del bloque cambiario en los sistemas de volatilidad y de déficit esperado de la muestra principal, por horizonte, robustez y orden de Cholesky, en puntos porcentuales.

Especificación	TCI vol.	NET _{FX} vol.	TCI ES	NET _{FX} ES
Especificación principal (H = 10)	38.77	18.71	44.50	17.94
Horizonte de 5 observaciones	36.55	13.02	42.03	12.44
Horizonte de 22 observaciones	42.37	29.12	48.50	28.87
Dos rezagos adicionales	39.25	20.29	45.31	21.10
Sin marzo y abril de 2020	38.51	17.86	44.38	17.37
Sin fechas de horizonte múltiple	38.92	18.23	44.66	17.51
Cruces ortogonalizados respecto del MXN/USD	19.80	3.37	24.02	5.01
Cholesky, bloque cambiario primero	26.61	16.18	30.76	14.59
Cholesky, mercados mexicanos primero	26.14	-23.52	30.19	-21.29

Nota: alineación simultánea. Vol., sistema de volatilidad de siete nodos; ES, sistema de déficit esperado de seis nodos; los niveles del TCI no son comparables entre ambos. Las exclusiones retiran 41 y 143 observaciones. En las dos filas de Cholesky el orden dentro de cada bloque es el de los cuadros anteriores, las demás filas usan la descomposición generalizada.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal.

Las robusteces de muestra y de rezagos conservaron el nivel y el signo del NET. Retirar marzo y abril de 2020 lo movió de 18.71 a 17.86 pp, retirar las 143 fechas de horizonte múltiple lo dejó en 18.23 pp y dos rezagos adicionales lo subieron a 20.29 pp, con signo positivo en las siete filas de descomposición generalizada del Cuadro 4.5, en volatilidad y en déficit esperado. El mayor receptor alternó entre el IPC (especificación principal y cinco observaciones) y el Bono M (22 observaciones, cuatro rezagos y cruces ortogonalizados), en tanto que la TIIE quedó siempre al final. La variante que más redujo el NET fue la de cruces ortogonalizados.

La dirección contemporánea no quedó identificada y fue el resultado que más acotó lo afirmable. Con el bloque cambiario primero en el orden de Cholesky, el NET del bloque fue de 16.18 pp, y con los mercados mexicanos primero de -23.52 pp. El rango de 39.70 pp (35.88 pp en el sistema de déficit esperado) superó el umbral de 10 pp, por lo que H3 no se cumplió. El signo del NET y el orden de los receptores se conservaron entre las dos alineaciones. En una

descomposición ortogonalizada la variable colocada primero no recibe choques contemporáneos de las demás, y con una covarianza contemporánea grande el orden decidió la dirección. La estimación generalizada (18.71 pp) quedó cerca del orden que coloca primero al bloque cambiario. Esos resultados describen la sensibilidad de la dirección estimada a la identificación y al calendario sin establecer una dirección causal.

4.6.4 Conectividad dinámica y episodios

El índice móvil de volatilidad del sistema de siete nodos tuvo mediana de 43.37% y desviación estándar de 8.29 pp sobre 4,983 ventanas (Figura 2, panel a). Su mínimo fue de 23.91% (7 de marzo de 2023) y su máximo de 85.23% (11 de marzo de 2013), dentro del episodio declarado para 2013 y en la discontinuidad que se describe al final de esta sección. Los tres sistemas tuvieron trayectorias semejantes, aunque sus niveles no son comparables entre redes de siete y de seis nodos.

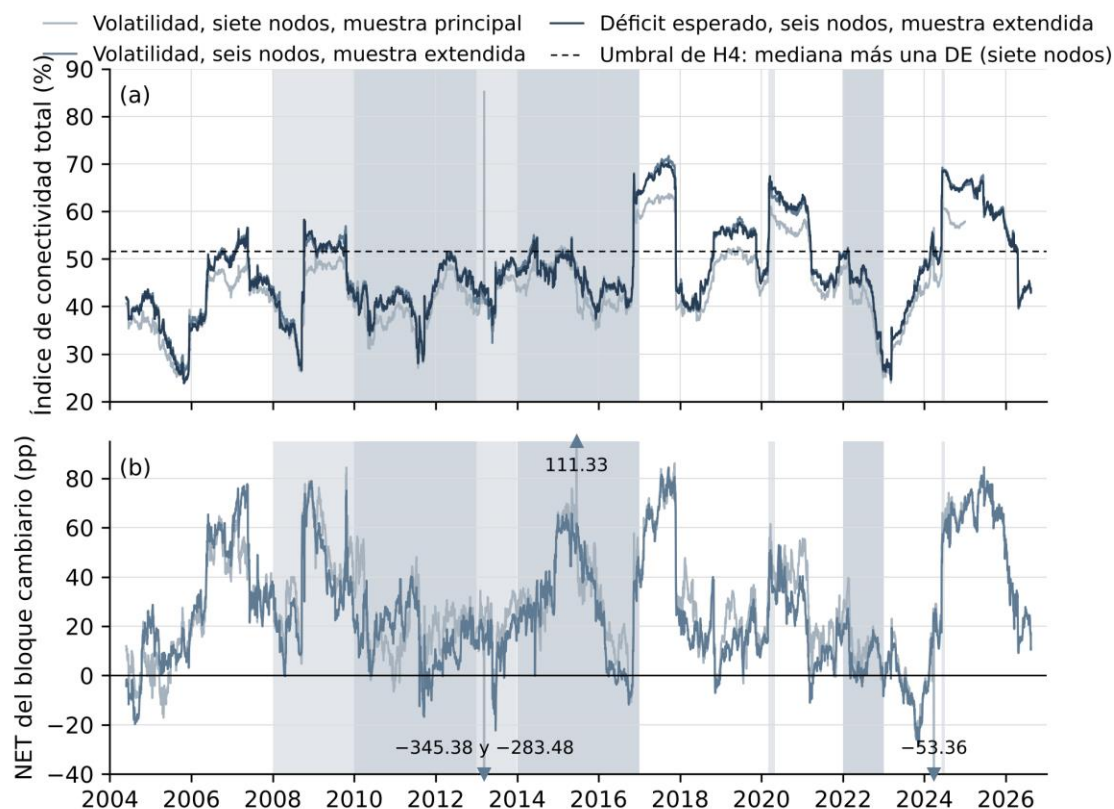


Figura 2. Conectividad móvil con ventanas de 250 observaciones, alineación simultánea: (a) índice de conectividad total de los sistemas de volatilidad y de déficit esperado; (b) NET del bloque cambiario en los sistemas de volatilidad, 2004-2026.

Nota: cada valor se fecha al final de su ventana. Las bandas sombreadas, en dos tonos alternados para distinguir episodios contiguos, son los siete episodios de la sección 4.5.3. El sistema de siete nodos termina en diciembre de 2024 y los de seis nodos en agosto de 2026; los niveles del índice no son comparables entre redes de siete y de seis nodos. En el panel (b), cuatro ventanas del sistema de siete nodos quedan fuera del eje y se marcan con su valor en el borde: 11 de marzo de 2013 (-345.38 pp), 12 de marzo de 2013 (-283.48 pp), 17 de junio de 2015 (+111.33 pp) y 26 de marzo de 2024 (-53.36 pp); son sumas de participaciones netas, no pérdidas, y las dos primeras corresponden a VAR dinámicamente inestables y las dos últimas a VAR estables. Sin bandas de error: el remuestreo de estos paneles no superó la salvaguarda de centrado (sección 4.5.4), por lo que la serie se presenta como descripción.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal.

Los cambios abruptos del índice correspondieron a la entrada en la ventana de un día de choque y a su salida un año después. En el sistema de volatilidad de seis nodos el índice subió 12.75 pp el 10 de noviembre de 2016, cuando entró la observación en que la volatilidad condicional del MXN/USD se triplicó. Bajó 16.75 pp el 24 de noviembre de 2017, el mayor salto diario de los sistemas de seis

nodos, cuando ese día dejó de contar entre las observaciones que la ventana explica (248 ventanas después, con dos rezagos). El mismo patrón se repitió con las alzas de 10.23 pp del 10 de marzo de 2020 y de 10.77 pp del 4 de junio de 2024, seguidas de descensos a las 248 ventanas, el 25 de marzo de 2021 y el 13 de junio de 2025. Por esa mecánica los tramos elevados de 2017, de 2020 a 2021 y de junio de 2024 a junio de 2025 son compatibles con la permanencia de un día extremo en la ventana más que con un año de integración creciente. El promedio de 2017 en el sistema de volatilidad de seis nodos (66.04%) fue el mayor de la muestra y procede casi por completo de las ventanas que contenían el 10 de noviembre de 2016 (68.49% en esas 216 ventanas frente a 44.05% en las 24 restantes del año).

La hipótesis H4 no cumplió la regla registrada, ya que solo 2 de los 7 episodios tuvieron un promedio superior al umbral de 51.66% (Cuadro 4.6), que también fueron los dos más cortos: marzo y abril de 2020 (58.01%) y junio de 2024 (59.16%). Los otros cinco promediaron entre 39.51 y 44.74% aunque tres de ellos (2008 y 2009, 2013, y 2014 a 2016) tocaron o rebasaron el umbral en su interior; el de 2014 a 2016 lo superó en 9.6% de sus ventanas y alcanzó 66.01%. El de 2013 contiene el máximo de la muestra.

Cuadro 4.6. Índice total móvil de la volatilidad en los siete episodios de estrés, sistema de siete nodos de la muestra principal, frente al umbral de 51.66% (mediana más una desviación estándar de la serie).

Episodio	Periodo	Ventanas	TCI promedio	TCI máximo	Fracción sobre el umbral	Supera
Crisis financiera global	2008-01 a 2009-12	484	42.77	51.94	0.002	No
Crisis del euro	2010-01 a 2012-12	725	39.51	48.79	0.000	No
Reversión monetaria de EE. UU.	2013-01 a 2013-12	242	43.03	85.23	0.008	No
Petróleo y devaluación del yuan	2014-01 a 2016-12	726	44.74	66.01	0.096	No
Marzo y abril de 2020	2020-03 y 2020-04	41	58.01	61.05	0.854	Sí
Ciclo de alzas de 2022	2022-01 a 2022-12	241	40.11	50.10	0.000	No
Elección de junio de 2024	2024-06	19	59.16	62.44	0.947	Sí

Nota: una ventana pertenece al episodio si su fecha final cae dentro de él. La regla de H4 compara el promedio con el umbral; el máximo y la fracción de ventanas sobre el umbral son diagnósticos y no entran en la regla. El máximo de 2013 corresponde a las ventanas del 11 y 12 de marzo de 2013, cuyos VAR fueron dinámicamente inestables.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal.

La regla compara promedios por episodio. Los episodios tuvieron de 19 a 726 ventanas y sus promedios dependen de la duración y de qué observaciones conserva cada ventana. Las fechadas después de un episodio pueden contener todavía sus días extremos y clasificarse fuera de él. Por ello, la comparación de 42.54% dentro de los episodios frente a 45.03% fuera describe la regla de clasificación aplicada y no permite atribuir la diferencia al estrés.

El saldo positivo del bloque predominó aunque no fue permanente (Figura 2, panel b). El NET del bloque cambiario fue positivo en 91.6% de las ventanas del sistema de siete nodos con mediana de 24.4 pp y en 90.1% de las del sistema de seis nodos hasta 2026. El tramo negativo más largo abarcó del 21 de julio de 2023 al 7 de febrero de 2024 (133 ventanas). MXN/USD conservó su papel de

transmisor neto en 86.5% de las ventanas y los mercados mexicanos el de receptores en cerca de 76%.

En la red de volatilidad de seis nodos de la muestra extendida, 2025 tuvo el segundo promedio anual más alto (62.35%) después de 2017 (66.04%) y el tramo disponible de 2026 promedió 47.96%. Parte de las ventanas de 2025 conservó observaciones de junio de 2024 y el segundo semestre de 2025 (del 1 de julio al 31 de diciembre) promedió 59.9%. Esos niveles se interpretaron retrospectivamente sin atribuirlos a un acontecimiento de 2025. La sensibilidad del sistema de cambios no activó la sustitución de siete por seis nodos.

El índice del sistema de siete nodos tuvo una discontinuidad. Su cambio diario mediano fue de 0.16 pp y el máximo de 43.81 pp el 11 de marzo de 2013, frente a 16.75 pp en los sistemas de seis nodos. Las cuatro ventanas fuera del eje del panel (b) coincidieron con la entrada de los tres saltos mayores de la volatilidad de la TIIE ocurridos el día hábil siguiente a los cambios de la tasa objetivo del 8 de marzo de 2013, el 6 de junio de 2014 y el 22 de marzo de 2024, o con su desplazamiento hasta las primeras posiciones de la ventana. Un diagnóstico posterior al protocolo reestimó los VAR móviles y calculó el radio espectral de su matriz compañera. Resultaron inestables 38 de las 4,983 ventanas de siete nodos, entre ellas las del 11 y el 12 de marzo de 2013 (radios de 1.468 y 1.044), mientras que las del 17 de junio de 2015 y el 26 de marzo de 2024 correspondieron a VAR estables. Los sistemas de seis nodos también tuvieron ventanas inestables (36 y 42) y los VAR estáticos fueron estables. Las cifras de conectividad se reprodujeron pero lo que el diagnóstico exige es distinguir la inestabilidad dinámica, la sensibilidad a observaciones extremas y el condicionamiento numérico, en lugar de atribuir los cuatro casos a un solo fallo. La serie registrada se conservó y el índice de siete nodos se presenta junto con los de seis.

4.6.5 El componente común del dólar

La proyección contemporánea del logaritmo de la volatilidad de MXN/EUR, MXN/GBP y MXN/JPY sobre el de MXN/USD tuvo R^2 de 0.459, 0.553 y 0.570, y la del logaritmo de su ES de 0.619, 0.633 y 0.574 en la muestra principal. Al sustituir esos tres cruces por los residuos de la proyección el índice total bajó entre 19.0 y 27.5 pp según el sistema (Cuadro 4.7). El NET del bloque cambiario pasó de 18.71 a 3.37 pp en volatilidad y de 17.94 a 5.01 pp en déficit esperado (cerca de 18% y 28% de su valor original) y en los dos sistemas de cambios cambió de signo. Esos cocientes comparan índices y no son porcentajes de riesgo explicados por el dólar.

Cuadro 4.7. Efecto de sustituir MXN/EUR, MXN/GBP y MXN/JPY por sus residuos de una proyección contemporánea sobre MXN/USD en la conectividad, alineación simultánea, en puntos porcentuales.

Sistema	TCI principal	TCI ortog.	NET _{FX} principal	NET _{FX} ortog.	Cambio de signo
Volatilidad, principal	38.77	19.80	18.71	3.37	No
Déficit esperado, principal	44.50	24.02	17.94	5.01	No
Volatilidad, extendida	44.31	23.08	18.48	3.83	No
Déficit esperado, extendida	44.39	24.51	18.07	5.38	No
Cambios, siete nodos, extendida	44.32	20.82	20.80	-1.07	Sí
Cambios, seis nodos, extendida	51.39	23.93	20.72	-1.33	Sí

Nota: principal y extendida designan la muestra; ortog., sistema que conserva MXN/USD y sustituye los otros tres cruces por sus residuos de una proyección lineal contemporánea sobre MXN/USD estimada con la muestra completa. Los sistemas de la muestra extendida tienen seis nodos, salvo el de cambios de siete, que conserva la TIIE; los niveles del TCI no son comparables entre redes de seis y de siete nodos.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal.

El ejercicio conservó MXN/USD en la red y se interpretó como una sensibilidad al comovimiento lineal con ese cruce, no como una descomposición de la contribución causal del dólar ni como una cota de ella, porque la descomposición se recalculó sobre otra red y la ortogonalidad contemporánea de los residuos no

implica independencia en rezagos, en las colas ni frente a otros factores comunes.

Las contribuciones cambiarias al riesgo del IPC y del Bono M fueron próximas y mayores que las recibidas por la TIEE, y su orden cambió con la medida y la especificación. Esa proximidad es compatible con mecanismos de valoración compartidos por inversionistas globales, como los que describen Gadanecz et al. (2018) para los bonos soberanos en moneda local, aunque este estudio no identificó ese mecanismo ni midió la prima exigida por los no residentes. La sensibilidad al comovimiento con el MXN/USD concuerda con la evidencia de que el tipo de cambio bilateral frente al dólar, y no el ponderado por comercio, se asocia con las primas de riesgo de esos bonos (Hofmann et al., 2020). El MXN/USD fue también el cruce con mayor estabilidad de su papel de transmisor neto. La semejanza entre las redes de déficit esperado y de volatilidad apunta a un papel dominante de la escala condicional. La dependencia que quede en las colas una vez descontada la escala no se examinó en este estudio.

4.7 Conclusiones

La estimación principal atribuyó al bloque cambiario un saldo neto de 18.71 puntos porcentuales, y el saldo móvil fue positivo en 91.6% de las ventanas. El mercado accionario y el Bono M recibieron contribuciones próximas de 15.89 y 14.54 puntos, y la tasa interbancaria una contribución menor de 1.44. Estas cifras describen la estructura de la red y se reportaron sin confirmación inferencial porque el remuestreo no superó la salvaguarda de centrado en los paneles persistentes.

El signo del saldo neto y el orden de los receptores se conservaron entre las dos alineaciones de calendario. Los órdenes extremos de Cholesky invirtieron el signo con una diferencia de 39.70 puntos, es decir, la dirección estimada resultó sensible a los supuestos contemporáneos. La jerarquía esperada de receptores y la amplificación en al menos cuatro episodios incumplieron sus reglas, porque la contribución recibida por el mercado accionario superó a la del bono y solo 2

de 7 episodios superaron el umbral. Algunos extremos de la serie móvil correspondieron a modelos dinámicamente inestables.

La diferencia máxima entre las matrices de déficit esperado y de volatilidad fue de 2.50 puntos sobre los mismos seis nodos. La correlación de sus índices móviles fue de 0.997. Se cumplió así la regla de semejanza, resultado compatible con un papel dominante de la escala condicional. La proyección sobre el cruce con el dólar redujo el saldo cambiario a 18% de su valor original en volatilidad y a 28% en déficit esperado, sensibilidad que no identificó una participación causal del dólar. El estudio documentó interdependencia predictiva entre el tipo de cambio y los mercados financieros mexicanos y los límites de los procedimientos empleados para establecer transmisión. La dependencia de cola entre los mismos cruces y mercados, una vez descontada la escala condicional, queda como línea de investigación posterior.

4.8 Referencias

- Alba, C., Carrillo, J. A., e Ibarra, R. (2024). *Information effects of US monetary policy announcements on emerging economies: Evidence from Mexico* (Documento de Investigación 2024-14). Banco de México. <https://www.banxico.org.mx/publications-and-press/banco-de-mexico-working-papers/%7B18C4774B-EC5E-6F7B-2E2B-47C546261C3B%7D.pdf>
- Banco de México. (2023). *Circular 4/2023: Modificaciones a la Circular 3/2012 (Tasa de Interés Interbancaria de Equilibrio a plazos mayores a un día hábil bancario)*. Diario Oficial de la Federación, 13 de abril de 2023. <https://www.banxico.org.mx/marco-normativo/normativa-emitada-por-el-banco-de-mexico/circular-3-2012/%7B38CBE44D-CF95-1E3A-8750-D5C1FC3A2FB1%7D.pdf>
- Benavides, G., y Capistrán, C. (2009). Una nota sobre las volatilidades de la tasa de interés y del tipo de cambio según diferentes instrumentos de política monetaria: México, 1998–2008. *Monetaria*, 32(3), 391–412. https://www.cemla.org/PDF/monetaria/PUB_MON_XXXII-03.pdf
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)

- Bollerslev, T., y Mikkelsen, H. O. (1996). Modeling and pricing long memory in stock market volatility. *Journal of Econometrics*, 73(1), 151–184. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01736-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01736-4)
- Diebold, F. X., y Mariano, R. S. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3), 253–263. <https://doi.org/10.1080/07350015.1995.10524599>
- Diebold, F. X., y Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57–66. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006>
- Diebold, F. X., y Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics*, 182(1), 119–134. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.04.012>
- Fernández, C., y Steel, M. F. J. (1998). On Bayesian modeling of fat tails and skewness. *Journal of the American Statistical Association*, 93(441), 359–371. <https://doi.org/10.1080/01621459.1998.10474117>
- Forbes, K. J., y Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223–2261. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00494>
- Gabauer, D. (2025). *ConnectednessApproach: Connectedness approach* (Versión 1.0.4). Comprehensive R Archive Network. <https://cran.r-project.org/package=ConnectednessApproach>
- Gadanecz, B., Miyajima, K., y Shu, C. (2018). Emerging market local currency sovereign bond yields: The role of exchange rate risk. *International Review of Economics & Finance*, 57, 371–401. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2018.02.004>
- Galanos, A. (2026). *rugarch: Univariate GARCH models* (Versión 1.5-6). Comprehensive R Archive Network. <https://cran.r-project.org/package=rugarch>
- Hill, B. M. (1975). A simple general approach to inference about the tail of a distribution. *The Annals of Statistics*, 3(5), 1163–1174. <https://doi.org/10.1214/aos/1176343247>
- Hofmann, B., Shim, I., y Shin, H. S. (2020). Bond risk premia and the exchange rate. *Journal of Money, Credit and Banking*, 52(S2), 497–520. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12760>
- Holm, S. (1979). A simple sequentially rejective multiple test procedure. *Scandinavian Journal of Statistics*, 6(2), 65–70.
- Künsch, H. R. (1989). The jackknife and the bootstrap for general stationary observations. *The Annals of Statistics*, 17(3), 1217–1241. <https://doi.org/10.1214/aos/1176347265>

- López Herrera, F., Santillán Salgado, R. J., y Cruz Ake, S. (2015). Volatility dependence structure between the Mexican Stock Exchange and the World Capital Market. *Investigación Económica*, 74(293), 69–97. <https://doi.org/10.1016/j.inveco.2015.06.001>
- McNeil, A. J., y Frey, R. (2000). Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: An extreme value approach. *Journal of Empirical Finance*, 7(3–4), 271–300. [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(00\)00012-8](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(00)00012-8)
- Pesaran, M. H., y Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17–29. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00214-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0)
- Pfaff, B. (2008). VAR, SVAR and SVEC models: Implementation within R package vars. *Journal of Statistical Software*, 27(4), 1–32. <https://doi.org/10.18637/jss.v027.i04>
- R Core Team. (2025). *R: A language and environment for statistical computing* (Versión 4.5.2). R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Schulz, D., Feng, Y., Peitz, C., y Ayensu, O. K. (2026). *fEGarch: SM/LM EGARCH and GARCH, VaR/ES backtesting and dual LM extensions* (Versión 1.0.6). Comprehensive R Archive Network. <https://cran.r-project.org/web/packages/fEGarch/refman/fEGarch.html>

CAPÍTULO 5. RIESGO DE COLA CONDICIONAL ENTRE TIPOS DE CAMBIO Y LOS MERCADOS FINANCIEROS MEXICANOS⁵

5.1 Resumen

Objetivo: medir el desplazamiento de la cola de pérdidas de los mercados mexicanos accionario, de dinero y de deuda tras una depreciación extrema del peso y si persiste al retirar la volatilidad condicional. Metodología: valor en riesgo condicionado por regresión cuantílica y conectividad cuantílica, con 5,232 observaciones diarias de 2003 a 2024. Resultados: al pasar cada cruce de su mediana a su percentil 99, el percentil 99 de la pérdida accionaria aumentó entre 0.313 y 0.428 puntos porcentuales y el del rendimiento del bono entre 3.17 y 4.47 puntos base; la estandarización redujo la asociación solo en el bono. Limitaciones/implicaciones: la inferencia no superó su validación y las magnitudes son descriptivas. Originalidad/valor: dimensiona la dependencia de cola por mercado y muestra que la mayor conectividad de las colas depende de la matriz residual. Conclusiones: las asociaciones de cola dependen del condicionamiento, el filtrado y la convención residual, sin identificar contagio.

Palabras clave: riesgo cambiario, valor en riesgo condicionado, conectividad cuantílica.

Clasificación JEL: C22, C32, C58, F31, G15.

5.2 Abstract

Conditional tail risk between exchange rates and Mexican financial markets

Objective: to measure how far the loss tail of the Mexican equity, money and government debt markets shifts after an extreme peso depreciation, and whether the association persists once conditional volatility is removed. Methodology: conditional value at risk by quantile regression and quantile connectedness, with 5,232 daily observations from 2003 to 2024. Results: when each exchange rate moves from its median to its 99th percentile, the 99th percentile of the equity loss rises by 0.313 to 0.428 percentage points and that of the bond yield by 3.17 to 4.47 basis points; standardization reduces the association only for the bond. Limitations/implications: no inference route passed its validation, so the magnitudes are descriptive. Originality/value: tail dependence is sized in each market's units, and the higher connectedness of the tails is shown to depend on

⁵ Artículo enviado a la revista EconoQuantum para su revisión y posible publicación.

the residual matrix. Conclusions: tail associations depend on conditioning, filtering and the residual convention, without identifying contagion.

Keywords: exchange rate risk, CoVaR, quantile connectedness.

JEL classification: C22, C32, C58, F31, G15.

5.3 Introducción

Para medir el riesgo interesa cuánto se desplaza el extremo de la distribución de pérdidas de un mercado cuando el tipo de cambio pasa de un estado mediano a uno de depreciación extrema, magnitud que el comovimiento promedio no describe.

Para economías emergentes Gadanez et al. (2018) encontraron que una mayor volatilidad cambiaria eleva la compensación exigida por los bonos soberanos en moneda local, y Hofmann et al. (2020) que la apreciación frente al dólar se acompaña de menores primas de riesgo de esos bonos. En México los choques de política monetaria y de información de Estados Unidos mueven a la vez el tipo de cambio, la prima soberana y los precios accionarios (Alba et al., 2024).

En una etapa previa de esta investigación se encontró que las redes de conectividad de la volatilidad condicional y del déficit esperado de estos mismos cruces y mercados fueron casi idénticas sobre los mismos nodos. Como ambas medidas proceden de los mismos modelos marginales y comparten la escala condicional, ese resultado no informa sobre la dependencia que queda en los cuantiles extremos una vez descontada la volatilidad. En este artículo se aborda esa pregunta con asociaciones bilaterales entre cada cruce y cada mercado y con una representación cuantílica del sistema.

El valor en riesgo condicionado (CoVaR) de Adrian y Brunnermeier (2016) es el cuantil de pérdida de un receptor dado el estado de un emisor; su incremento entre el estado de estrés y el mediano (ΔCoVaR) fue presentado por sus autores como una medida estadística de dependencia de cola sin sentido causal. En esa acepción (distinta de la del coeficiente de dependencia de cola de las cópulas)

se usa aquí el término. La definición del estrés modifica la medida. Girardi y Ergün (2013) condicionaron en que la pérdida del emisor igualara o superara su valor en riesgo en lugar de coincidir con él, y Mainik y Schaanning (2014) demostraron que el condicionamiento por excedencia responde de forma consistente a la dependencia entre las variables, propiedad que el condicionamiento puntual no tiene. Por ello se comparó la adaptación puntual por regresión cuantílica con una variante empírica por excedencia.

La conectividad del sistema ofrece una perspectiva complementaria. White et al. (2015) propusieron modelos autorregresivos vectoriales de cuantiles para medir la dependencia de cola y Ando et al. (2022) llevaron la conectividad de Diebold y Yilmaz (2012) a un modelo autorregresivo cuantílico con factores comunes, con el que encontraron que los choques de riesgo crediticio se propagaron con más intensidad en ambas colas que en la mediana. Aquí se estimó una adaptación sin factores comunes y se examinó una decisión de cálculo que condiciona ese tipo de comparación: los residuos de una regresión cuantílica no necesariamente tienen media cero, y el paquete de R `ConnectednessApproach` construye el índice con sus productos cruzados sin centrar (Gabauer, 2025).

El objetivo fue medir la dependencia de cola entre los cruces del peso frente al dólar, el euro, la libra esterlina y el yen y un indicador de referencia de cada segmento representativo del mercado financiero mexicano: el S&P/BMV Índice de Precios y Cotizaciones (IPC), la tasa de interés interbancaria de equilibrio (TIIE) a 28 días y el Bono M de 7 a 10 años, de mayo de 2003 a diciembre de 2024. Se evaluaron dos hipótesis. La primera (H1) esperaba una asociación de cola distinta de cero desde cada cruce hacia la mayoría de los mercados y una conectividad mayor en el cuantil adverso que en la mediana. La segunda (H2) esperaba que la asociación disminuyera al estandarizar las series, como ocurriría si procediera de la escala condicional que los mercados comparten. Sus reglas de decisión se presentan en la sección 5.4.5. La contribución consistió en dimensionar esas asociaciones en las unidades de cada mercado, mostrar cómo cambiaron con el evento condicionante, el filtrado y la convención residual y

delimitar el alcance de su inferencia. Las estimaciones se interpretaron como asociaciones estadísticas porque ninguno de los procedimientos identifica choques estructurales ni contagio en el sentido de Forbes y Rigobon (2002).

5.4 Metodología

La dependencia de cola se midió con dos instrumentos. El CoVaR por regresión cuantílica estimó par a par cuánto se desplazó un cuantil extremo de la pérdida de un mercado entre el estado mediano y el estado de estrés de un cruce. La conectividad cuantílica resumió la interdependencia de las siete variables en un cuantil dado. El CoVaR se aplicó a las pérdidas y a los residuos estandarizados para observar qué asociación permaneció al retirar la media y la escala condicionales. La ruta analítica de inferencia y su validación por rotaciones, los intervalos descriptivos con bloques de 250 y el ajuste de Holm sobre las 48 trayectorias móviles se añadieron después de observar resultados.

5.4.1 Datos, pérdidas e información disponible

Los tipos de cambio MXN/USD, MXN/EUR, MXN/GBP y MXN/JPY (pesos por unidad de divisa) se construyeron por triangulación con las cotizaciones de mediodía del reporte H.10 de la Reserva Federal y conservaron el calendario de ese reporte. Los mercados mexicanos se representaron con un indicador de referencia por segmento del mercado financiero doméstico en pesos: el IPC para el accionario, la TIIE a 28 días para el de dinero y el rendimiento del Bono M de referencia de 7 a 10 años para el de deuda gubernamental, del Sistema de Información Económica (SIE) del Banco de México. El índice de volatilidad implícita VIX se obtuvo de la base FRED (serie VIXCLS). Se conservó el calendario común de observaciones válidas, sin interpolar cotizaciones ausentes.

Las variables se orientaron como pérdidas de manera que el movimiento adverso fuera positivo. En los cruces $L_{f,t} = 100\ln(P_{f,t}/P_{f,t-1})$ aumenta con la depreciación del peso, en el IPC se cambió el signo del rendimiento logarítmico porcentual y en la TIIE y el Bono M se usaron los cambios de tasa y de rendimiento en puntos

base (pb). En las tasas la pérdida es una convención de orientación: el alza de la TIIE encarece el fondeo y la del rendimiento del Bono M reduce el precio del título según su duración, por lo que su traducción a pesos requiere especificar una exposición (sección 5.5.5).

El rendimiento del Bono M se recuperó del precio sucio del título de referencia vigente. Los cambios que abarcan los 17 reemplazos del título y los seis afectados por un cupón inconsistente quedaron como faltantes. La TIIE se fechó en su día de determinación, un día hábil antes de la fecha con que la registra el SIE. Desde el 1 de enero de 2025 se calcula a partir de la TIIE de Fondeo y no de cotizaciones bancarias (Banco de México, 2023), por lo que la muestra principal termina el 31 de diciembre de 2024 y las observaciones posteriores entraron solo en la extensión de la conectividad cuantílica.

La muestra principal comprendió 5,232 observaciones desde el 19 de mayo de 2003 que corresponde al primer cambio disponible del Bono M. El CoVaR utilizó 5,231 porque el estado del emisor entra rezagado una observación, sobre los doce pares de cruce hacia los mercados, que son los que deciden las hipótesis, y los doce pares inversos de carácter exploratorio. El modelo cuantílico multivariado usó las siete series de la muestra principal y como sensibilidad 5,623 observaciones hasta el 14 de agosto de 2026.

Las cotizaciones del reporte H.10 corresponden al mediodía de Nueva York y los mercados mexicanos cierran horas después. Para que la información cambiaria precediera al intervalo de pérdida del mercado, el estado del emisor se rezagó una observación del calendario común. El condicionamiento contemporáneo y una alineación secuencial, que desplaza un día el panel cambiario respecto de los cierres mexicanos, se reportan como sensibilidades. Las variables de estado representaron condiciones financieras comunes que pueden mover a la vez al tipo de cambio y a los mercados: el logaritmo del último cierre del VIX disponible antes de abrir el intervalo, como indicador de incertidumbre financiera global, el logaritmo de la volatilidad condicional del receptor en la observación previa y el cambio previo del rendimiento del Bono M. Cuando el Bono M fue el emisor, su

cambio ya era la variable condicionante y se omitió como control. Esta cronología ordena la información disponible y no constituye una estrategia de identificación y además, la volatilidad que entra como control procede de filtros de muestra completa, lo que hace que las estimaciones sean retrospectivas.

5.4.2 Filtros y residuos estandarizados

Los residuos estandarizados provinieron de los modelos marginales seleccionados en etapas previas de esta investigación, sin una nueva comparación. En los cruces fueron FIAPARCH(1, d ,1) (Tse, 1998) para MXN/USD y MXN/JPY y FIEGARCH(1, d ,1) (Bollerslev y Mikkelsen, 1996) para MXN/EUR y MXN/GBP, elegidos entre nueve especificaciones por la menor pérdida cuasiverosímil fuera de muestra dentro del conjunto de confianza de modelos. En los receptores fueron GARCH(1,1) (Bollerslev, 1986) para el IPC y el Bono M y FIEGARCH(1, d ,1) para la TIIE, elegidos con la misma pérdida frente a la línea base GARCH(1,1) mediante la prueba de Diebold y Mariano. Todos tuvieron media constante e innovación t de Student sesgada (Fernández y Steel, 1998) con parámetros estimados en la muestra completa. Con la media expresada en la orientación de pérdida el residuo $\hat{z}_{i,t} = (L_{i,t} - \hat{\mu}_i^L) / \hat{\sigma}_{i,t}$ tiene como unidad la desviación estándar condicional de cada serie.

La estandarización retira la media y la escala condicionales estimadas, sin garantizar independencia ni una distribución común entre series. En la TIIE el parámetro fraccional quedó en la cota de 0.499 y los grados de libertad de la t sesgada en 2.02, por lo que ese filtro se usó como instrumento predictivo y no como medida de memoria larga. La misma reserva vale para los filtros FIEGARCH de los cruces, cuyo parámetro fraccional también quedó en la cota. La TIIE, cuya cola no admitió un déficit esperado evaluable en la etapa previa de conectividad, se conservó aquí porque un cuantil condicional puede definirse sin momentos finitos. Las comparaciones condicionaron en las trayectorias filtradas y no propagaron la incertidumbre de estimación de los filtros. Los cálculos se

hicieron en R 4.5.2 (R Core Team, 2025) y las regresiones cuantílicas con quantreg 6.1 (Koenker, 2025).

5.4.3 CoVaR, variantes y normalizaciones

La regresión cuantílica estima el cuantil τ de una respuesta condicionado a sus regresores al minimizar la pérdida asimétrica $\rho_\tau(u) = u[\tau - \mathbf{1}(u < 0)]$ (Koenker y Bassett, 1978) y no requiere suponer una distribución ni momentos finitos. Con ella se adaptó el CoVaR de Adrian y Brunnermeier (2016) a pares de cruce y mercado. Para un cruce emisor f (la variable cuyo estado condiciona), un mercado receptor m y las variables de estado Z_t^{disp} disponibles al abrir el intervalo se estimó

$$Q_\tau(L_{m,t} | L_{f,t-1}, Z_t^{\text{disp}}) = \alpha_{m|f,\tau} + \beta_{m|f,\tau} L_{f,t-1} + \delta'_{m|f,\tau} Z_t^{\text{disp}}. \quad (1)$$

El CoVaR es el cuantil ajustado al evaluar el emisor en un estado dado, con los controles en sus medianas muestrales. Su incremento entre el estado de estrés $q_\tau(L_f)$ y el estado mediano fue

$$\Delta \widehat{\text{CoVaR}}_{m|f,\tau} = \hat{\beta}_{m|f,\tau} [q_\tau(L_f) - q_{0.50}(L_f)]. \quad (2)$$

El estadístico mide cuánto se desplaza el borde de la distribución de pérdida del receptor entre los dos estados del emisor (en unidades del receptor) y no la pérdida esperada de un día de estrés. Los controles se cancelan en la diferencia, de manera que el signo es el de $\hat{\beta}_{m|f,\tau}$, aunque su inclusión modifica la pendiente. Como el estado de estrés es un cuantil marginal del emisor y no su valor en riesgo condicional de cada día, el objeto es una adaptación estática del condicionamiento puntual de aquellos autores. El cuantil principal fue $\tau = 0.99$ (la cola del 1%) y $\tau = 0.95$ sirvió de comparación con más observaciones en la cola.

La principal variante de regresión estimada usó las pérdidas y las variables de estado. La segunda omitió las variables de estado para mostrar cuánto cambió la asociación al condicionar. La tercera sustituyó las pérdidas del emisor y del receptor por sus residuos estandarizados y conservó los controles de la principal.

Si la asociación de cola procediera solo de la escala condicional, esta variante la reduciría. Como las variantes se estiman sobre variables distintas la diferencia entre ellas no es una descomposición aditiva.

Una cuarta variante condicionó por excedencia a la manera de Girardi y Ergün (2013). Un día fue de estrés cuando la pérdida rezagada del cruce superó su valor en riesgo (VaR) al 1% estimado por valores extremos sobre los residuos estandarizados de su filtro y de calma cuando quedó a no más de una desviación estándar de su mediana. El incremento fue la diferencia entre los cuantiles empíricos del receptor en ambas submuestras para los doce pares de cruce hacia el mercado mexicano. Un cuantil se declaró insuficiente cuando su estadístico de orden alcanzó el máximo de la submuestra con 52 a 60 días de estrés por cruce. Esta variante cambia a la vez el evento, el estimador y el condicionamiento (no incluye controles), lo que hace que su comparación con la regresión sea descriptiva.

La siguiente normalización fue usada para comparar en H2 pérdidas y residuos, cuyas unidades difieren. El incremento de cada variante v se dividió entre una escala de su propia variable dependiente:

$$N_{m|f,\tau}^{(v)} = \frac{\Delta \widehat{\text{CoVaR}}_{m|f,\tau}^{(v)}}{q_{0.95}(X_m^{(v)}) - q_{0.50}(X_m^{(v)})}, \quad (3)$$

donde $X_m^{(v)}$ es la pérdida o el residuo del receptor. En la otra normalización, usada para el diagnóstico del remuestreo y las sensibilidades (comparación entre receptores dentro de una misma variante), el incremento se dividió entre el rango intercuartílico del receptor ($q_{0.75} - q_{0.25}$).

Las sensibilidades de la variante principal fueron cuatro: sustituir MXN/EUR, MXN/GBP y MXN/JPY por los residuos de su proyección lineal sobre MXN/USD para retirar el comovimiento con ese cruce, excluir marzo y abril de 2020, usar la alineación secuencial y condicionar de forma contemporánea. Para MXN/USD se estimaron además pendientes separadas para depreciaciones y apreciaciones

con $x^+ = \max(x, 0)$ y $x^- = \min(x, 0)$. Se compararon adicionalmente los incrementos ante el percentil 99 y el percentil 1 del cruce desde la misma mediana. Todas tuvieron uso descriptivo.

5.4.4 Conectividad cuantílica

La interdependencia del sistema se estimó con un modelo vectorial autorregresivo cuantílico (QVAR) de las siete series de pérdida:

$$Q_\tau(L_{i,t} | \mathcal{F}_{t-1}) = c_i(\tau) + \sum_{j=1}^7 a_{ij}(\tau) L_{j,t-1}, \quad (4)$$

con el rezago único que el criterio de información bayesiano seleccionó para el modelo lineal de referencia. Se estimó en $\tau = 0.95, 0.50$ y 0.05 , que con la orientación adoptada corresponden a la cola de movimientos adversos, la mediana y la cola de movimientos favorables. Los niveles 0.95 y 0.05 permitieron comparar colas simétricas alrededor de la mediana y mantener los mismos cuantiles en la evaluación móvil. El procedimiento adapta la conectividad por cuantiles de Ando et al. (2022) sin su estructura de factores comunes, diferencia que impide comparar directamente las magnitudes.

La descomposición requiere una matriz de segundos momentos de los residuos. Una regresión cuantílica no obliga a que la media de sus residuos sea cero, tampoco en la mediana. La función QVAR de ConnectednessApproach 1.0.4 emplea los productos cruzados de los residuos sin centrar (Gabauer, 2025). Se adoptó esa convención como referencia para conservar la comparabilidad con esa implementación y se repitió el cálculo con la matriz centrada. Si U_τ reúne los residuos de las siete ecuaciones en sus n filas y $\bar{u}_\tau$ es el vector de sus medias la matriz no centrada $M_\tau = U_\tau' U_\tau / n$ y la centrada S_τ cumplen

$$M_\tau = S_\tau + \bar{u}_\tau \bar{u}_\tau', \quad S_\tau = \frac{(U_\tau - \mathbf{1} \bar{u}_\tau')(U_\tau - \mathbf{1} \bar{u}_\tau')}{n}. \quad (5)$$

Con las matrices de propagación $\Psi_h(\tau)$ del QVAR, donde $\Psi_0 = I$, se construyeron las participaciones generalizadas de Pesaran y Shin (1998) con la normalización por filas de Diebold y Yilmaz (2012) a un horizonte de diez observaciones:

$$b_{ij}(\tau) = M_{\tau,jj}^{-1} \sum_{h=0}^9 [e_i' \Psi_h(\tau) M_\tau e_j]^2, \quad (6)$$

$$\tilde{\theta}_{ij}(\tau) = 100 \frac{b_{ij}(\tau)}{\sum_{\ell=1}^7 b_{i\ell}(\tau)}, \quad \text{TCI}(\tau) = \frac{1}{7} \sum_{i \neq j} \tilde{\theta}_{ij}(\tau).$$

Aquí e_i es el i -ésimo vector unitario y $\tilde{\theta}_{ij}$ la participación atribuida al origen j en el receptor i ; cada fila suma 100 y el índice de conectividad total (TCI) promedia las participaciones ajenas. Con M_τ estas cantidades se construyen con segundos momentos no centrados y no descomponen exactamente una varianza de pronóstico, por lo que se leen como índices. El término $\bar{u}_\tau \bar{u}_\tau'$ de la ecuación (5) depende de la magnitud de las medias residuales, que es mayor en las colas que en la mediana y por ello la comparación entre cuantiles se hizo con ambas matrices y los mismos coeficientes. La estabilidad de los seis sistemas estáticos se verificó con el módulo máximo de los valores propios de su matriz compañera.

5.4.5 Inferencia y evaluación móvil

La incertidumbre del ΔCoVaR se aproximó con un remuestreo de bloques móviles (Künsch, 1989) de 500 réplicas, que conservó juntas las filas alineadas para que los 24 pares de cada réplica compartieran fechas y no reestimó los filtros. Se calcularon intervalos de 95% percentiles $[q_{0.025}^*, q_{0.975}^*]$ y básicos $[2\hat{D} - q_{0.975}^*, 2\hat{D} - q_{0.025}^*]$, donde q_p^* son los cuantiles de las réplicas de una estimación $\hat{D}$. Una celda se declaró distinta de cero solo si ambos excluían el cero. Como en series con agrupamiento de volatilidad la longitud del bloque puede decidir el resultado se evaluaron longitudes de 18, 60, 120 y 250 observaciones con una salvaguarda de centrado de las réplicas, definida sobre un estadístico agregado: el promedio sobre los 24 pares del valor absoluto del ΔCoVaR dividido entre el

rango intercuartílico del receptor. La salvaguarda se cumplió cuando la mediana de las réplicas de ese promedio se apartó de la estimación en no más de 2.5% y la fracción de réplicas por debajo de la estimación quedó entre 0.25 y 0.75. Se adoptó la menor longitud que la cumplió y si ninguna lo hizo los intervalos de bloques de 250 se reportaron como descriptivos.

Para la variante principal en $\tau = 0.99$ se dispuso además de una ruta analítica. Como el ΔCoVaR es $\hat{\beta}_{m|f,\tau}$ por un multiplicador positivo, contrastar que es cero equivale a contrastar que la pendiente es cero con la distribución asintótica del coeficiente de regresión cuantílica. Su varianza se estimó con la densidad condicional en el cuantil obtenida de dos ajustes vecinos y un núcleo de Bartlett con nueve rezagos, robusto a heterocedasticidad y autocorrelación. Los rezagos 0, 18 y 36 sirvieron de sensibilidad. La ruta se validó con 150 rotaciones circulares de las columnas emisoras, que conservan la dinámica de cada serie y rompen su alineación con el receptor y esto aproxima una situación sin asociación bilateral. Se exigió que los intervalos contuvieran el cero en al menos 90% de las rotaciones en promedio y en al menos 85% en cada una de las doce celdas de cruce hacia los mercados. Los valores p de esas doce celdas recibieron el ajuste de Holm (1979).

H1 tuvo dos condiciones. La primera exigió que cada cruce mostrara un ΔCoVaR principal distinto de cero en $\tau = 0.99$ hacia al menos dos de los tres receptores por una ruta que hubiera superado su validación (el remuestreo con su salvaguarda o la ruta analítica); sin una ruta válida, la condición queda sin veredicto inferencial. La segunda, que el TCI de $\tau = 0.95$ superara al de la mediana en la muestra principal, se evaluó sobre las estimaciones puntuales. H2 exigió que el incremento normalizado de la ecuación (3) fuera menor en los residuos que en las pérdidas (con su signo) en al menos 7 de los 12 pares de cruce hacia los mercados. Como una estimación negativa que se vuelve más negativa también cumple esa desigualdad, se reportó además la comparación de valores absolutos (la que corresponde a una atenuación).

La evaluación móvil se hizo en $\tau = 0.95$ porque es el cuantil que ofrece más soporte muestral en ventanas finitas y $\tau = 0.99$ se conservó como cuantil principal del análisis bilateral estático. En una ventana de 500 observaciones la cola del 5% abarca nominalmente unas 25 observaciones frente a unas cinco la del 1%. Las variantes principal y de residuos se reestimaron sobre ventanas de 500 observaciones con avance de una y con el ajuste de cada ventana se predijo el cuantil condicional de la observación siguiente con sus regresores observados. La frecuencia con que la pérdida superó esa predicción se evaluó con las pruebas de cobertura incondicional de Kupiec (1995) y condicional de Christoffersen (1998) con el ajuste de Holm sobre las 48 trayectorias. Estas pruebas evalúan el cuantil condicional predicho y sirvieron de diagnóstico sin intervenir en las hipótesis. El QVAR móvil usó ventanas de 250 observaciones con avance de cinco y se presenta sin bandas. En esas ventanas los cuantiles 0.95 y 0.05 dejan nominalmente unas 12 o 13 observaciones en cada cola, frente a 2 o 3 en los cuantiles 0.99 y 0.01.

5.5 Resultados y discusión

Una depreciación extrema del peso se asoció con un desplazamiento adverso del percentil 99 de la pérdida del IPC y del Bono M que ninguna de las dos rutas de inferencia permitió declarar distinto de cero. La estandarización redujo esa asociación de manera sistemática solo en el Bono M. La mayor conectividad de las colas frente a la mediana dependió de la convención de la matriz residual.

5.5.1 Asociación bilateral y condicionamiento

En $\tau = 0.99$ el ΔCoVaR principal fue positivo en los cuatro cruces para el IPC y para el Bono M (Cuadro 5.1). Al pasar un cruce de su mediana a su percentil 99 de depreciación el percentil 99 condicional de la pérdida del IPC en la observación siguiente pasó en promedio de 2.66% a 3.03%, un aumento de entre 12% y 16% según el cruce. El del cambio del rendimiento del Bono M pasó de 17.5 a 21.5 pb, un aumento de entre 18% y 26%. Son desplazamientos del borde

de la distribución condicional (con los controles en sus medianas) y no pérdidas esperadas en días de estrés.

Cuadro 5.1. ΔCoVaR de la variante principal de los cruces hacia los mercados, con intervalos bootstrap de 95% en el cuantil 0.99, 2003-2024.

Cruce	Receptor	Δ 0.99	IC percentil	IC básico	Δ 0.95
MXN/USD	IPC (pp)	0.341	[-0.117, 0.691]	[-0.009, 0.799]	0.239
MXN/EUR	IPC (pp)	0.402	[-0.173, 0.855]	[-0.051, 0.977]	0.055
MXN/GBP	IPC (pp)	0.313	[-0.036, 0.769]	[-0.142, 0.663]	0.091
MXN/JPY	IPC (pp)	0.428	[-0.156, 0.940]	[-0.084, 1.011]	0.123
MXN/USD	Bono M (pb)	4.29	[-3.37, 7.84]	[0.75, 11.96]	0.42
MXN/EUR	Bono M (pb)	4.19	[-3.38, 8.52]	[-0.14, 11.76]	-0.10
MXN/GBP	Bono M (pb)	3.17	[-3.55, 6.24]	[0.11, 9.90]	0.08
MXN/JPY	Bono M (pb)	4.47	[-3.29, 8.13]	[0.81, 12.23]	-0.28
MXN/USD	TIIE (pb)	-1.18	[-12.07, 2.13]	[-4.50, 9.70]	0.09
MXN/EUR	TIIE (pb)	-4.00	[-11.75, 1.16]	[-9.17, 3.75]	0.02
MXN/GBP	TIIE (pb)	-2.77	[-10.71, 3.33]	[-8.87, 5.17]	-0.03
MXN/JPY	TIIE (pb)	-2.99	[-10.79, 0.61]	[-6.60, 4.80]	0.03

Nota: 5,231 observaciones. La unidad del receptor va entre paréntesis: pp, puntos porcentuales de pérdida logarítmica diaria; pb, puntos base de cambio de tasa o rendimiento. Δ , ΔCoVaR en el cuantil indicado; IC, intervalo de confianza. Intervalos con 500 réplicas y bloques de 250 observaciones, descriptivos porque el remuestreo no superó la salvaguarda de centrado. Ningún par excluyó el cero bajo las dos construcciones.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México, del reporte H.10 de la Reserva Federal y de FRED (VIXCLS).

La precisión no permitió declarar esas asociaciones distintas de cero. El remuestreo de la variante principal incumplió la salvaguarda de centrado con las cuatro longitudes de bloque (desplazamientos relativos de 3.4% a 7.4%, frente al límite de 2.5% sin mejorar al alargar el bloque) y con sus intervalos descriptivos ningún par excluyó el cero bajo las dos construcciones. Tres pares hacia el Bono M lo excluyeron solo con la básica. Una explicación compatible es que el remuestreo por bloques separa realizaciones extremas que en la muestra ocurren agrupadas y atenúa así la pendiente cuantílica. La ruta analítica tampoco superó su validación: el nivel de confianza efectivo medio en las rotaciones fue de 0.921, sobre el mínimo de 0.90, pero dos celdas quedaron por debajo de 0.85 (MXN/JPY hacia IPC con 0.827 y MXN/USD hacia IPC con 0.840). Con su núcleo de referencia no hubo rechazos tras el ajuste de Holm, el menor valor p sin ajustar

fue de 0.096 (MXN/EUR hacia Bono M) y la condición tampoco se cumplió con los otros rezagos. Por lo tanto, la primera condición de H1 quedó sin veredicto inferencial. El resultado expresa que los procedimientos disponibles no pudieron decidir con unas cincuenta observaciones más allá del percentil 99, pero no el que la asociación poblacional sea nula.

En la TIIE las cuatro estimaciones fueron negativas, pero el signo no se sostuvo: en $\tau = 0.95$ tres fueron positivas y sin variables de estado una fue positiva, una nula y dos negativas. Los cambios diarios de la TIIE son pequeños (su rango intercuartílico fue de 1 pb) y su varianza se concentra en saltos discretos. Entre 2008 y 2024 el 68.4% de esa varianza correspondió a las ventanas con cambio de la tasa objetivo del Banco de México. Por ello su percentil 99 condicional depende de unas cuantas observaciones. Desde el 20 de junio de 2008 (inicio del calendario de cambios de la tasa objetivo) la TIIE cambió en 91.6% de los días de estrés cambiario y en esos días la coincidencia con una fecha de cambio efectivo de la tasa objetivo promedió 2.5% entre los cuatro cruces. Frente a una proporción base de 1.5% de días de decisión en ese periodo este diagnóstico no permite identificar una reacción de política monetaria al estrés cambiario. Para este receptor no fue posible afirmar un signo.

La asociación fue sensible al cuantil y al evento condicionante. En $\tau = 0.95$ los incrementos del IPC siguieron siendo positivos y los del Bono M quedaron próximos a cero (Cuadro 5.1), de modo que la asociación con el bono se concentró en el extremo de la distribución. La variante por excedencia produjo en $\tau = 0.95$ incrementos mayores que los de la regresión, de 0.56 a 2.55 puntos porcentuales en el IPC y de 2.00 a 5.12 pb en el Bono M, con dos positivos y dos negativos en la TIIE. Los dos estimadores responden preguntas distintas: la excedencia compara los días que siguen a una depreciación mayor que el VaR con los días de calma (sin controles) y la regresión evalúa un valor puntual del emisor con las condiciones comunes fijas. En $\tau = 0.99$ las doce celdas de excedencia alcanzaron el máximo de su submuestra y se declararon insuficientes.

Las sensibilidades mantuvieron una elevada correspondencia con las doce estimaciones normalizadas de la variante principal y conservaron sus signos al retirar el comovimiento con el MXN/USD y al excluir marzo y abril de 2020 (Cuadro 5.2). En la etapa previa de conectividad, la ortogonalización de los logaritmos de las medidas de riesgo respecto del MXN/USD redujo el saldo neto del bloque cambiario a cerca de 18% de su valor; aquí, la proyección de las pérdidas cambiarias apenas modificó el promedio absoluto normalizado del ΔCoVaR , aunque se trata de objetos y normalizaciones distintos. El condicionamiento contemporáneo elevó el promedio normalizado de 1.187 a 1.755 y cambió tres signos, diferencia que muestra cuánto comovimiento del mismo día queda fuera al rezagar el emisor.

Cuadro 5.2. Sensibilidades del ΔCoVaR principal en el cuantil 0.99 para los doce pares de cruce hacia los mercados.

Especificación	Obs.	Promedio absoluto	Correlación	Signos iguales
Principal	5,231	1.187	1.000	12 de 12
Cruces ortogonalizados respecto del MXN/USD	5,231	1.200	0.976	12 de 12
Sin marzo y abril de 2020	5,190	1.168	0.999	12 de 12
Alineación secuencial	5,231	1.132	0.979	11 de 12
Condicionamiento contemporáneo	5,232	1.755	0.917	9 de 12

Nota: el promedio absoluto es la media del valor absoluto del ΔCoVaR dividido entre el rango intercuartílico del receptor (1.201 puntos porcentuales en el IPC, 1 pb en la TIIE y 7.809 pb en el Bono M). La correlación se calculó entre las doce estimaciones normalizadas con signo y las de la variante principal. En la segunda fila el MXN/USD se conserva y los otros tres cruces se sustituyen por los residuos de su proyección sobre él. Comparaciones descriptivas, sin intervalos.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México, del reporte H.10 de la Reserva Federal y de FRED (VIXCLS).

5.5.2 Estandarización y comparación de magnitudes

La variante sobre residuos estandarizados en $\tau = 0.99$ fue la única de las seis combinaciones de variante y cuantil cuyo remuestreo superó la salvaguarda de centrado con bloques de 60 observaciones (desplazamiento relativo de 0.4% y 0.504 de las réplicas por debajo de la estimación). Aun con esos intervalos ninguno de los doce pares de cruce hacia los mercados excluyó el cero bajo las

dos construcciones (Cuadro 5.3). Solo con la básica lo excluyeron MXN/EUR y MXN/GBP hacia IPC. Los incrementos del IPC y del Bono M siguieron siendo positivos (de 0.20 a 0.41 desviaciones estándar condicionales), con intervalos compatibles tanto con una asociación nula como con una mayor que la estimada. En la dirección inversa (de carácter exploratorio) el IPC hacia MXN/USD (0.739) y el IPC hacia MXN/EUR (0.627) excluyeron el cero bajo ambas construcciones, sin ajuste por multiplicidad. Una asociación en los dos sentidos no es contradictoria porque el CoVaR es un cuantil condicional y el rezago ordena la información sin identificar una dirección.

Cuadro 5.3. Δ CoVaR sobre residuos estandarizados en el cuantil 0.99, dirección de cruce hacia los mercados, con intervalos bootstrap de 95%, 2003-2024.

Cruce	Receptor	Δ CoVaR	IC percentil	IC básico
MXN/USD	IPC	0.329	[-0.161, 0.713]	[-0.054, 0.820]
MXN/EUR	IPC	0.377	[-0.182, 0.738]	[0.016, 0.936]
MXN/GBP	IPC	0.386	[-0.111, 0.765]	[0.007, 0.883]
MXN/JPY	IPC	0.363	[-0.209, 0.946]	[-0.219, 0.936]
MXN/USD	Bono M	0.227	[-0.380, 0.888]	[-0.434, 0.834]
MXN/EUR	Bono M	0.261	[-0.447, 0.744]	[-0.222, 0.969]
MXN/GBP	Bono M	0.201	[-0.563, 0.560]	[-0.158, 0.966]
MXN/JPY	Bono M	0.407	[-0.282, 0.990]	[-0.177, 1.095]
MXN/USD	TIIE	0.068	[-0.817, 0.556]	[-0.419, 0.954]
MXN/EUR	TIIE	-0.397	[-1.164, 0.300]	[-1.095, 0.370]
MXN/GBP	TIIE	-0.406	[-0.922, 0.391]	[-1.202, 0.111]
MXN/JPY	TIIE	-0.397	[-0.848, 0.290]	[-1.083, 0.054]

Nota: 5,231 observaciones. La unidad es la desviación estándar condicional del receptor. IC, intervalo de confianza. Intervalos con 500 réplicas y bloques de 60 observaciones, la longitud que superó la salvaguarda de centrado; son individuales, no simultáneos, y su nivel de confianza efectivo no se validó por separado. Ningún par excluyó el cero bajo las dos construcciones.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México, del reporte H.10 de la Reserva Federal y de FRED (VIXCLS).

H2 cumplió su regla, dado que el incremento normalizado fue menor en los residuos que en las pérdidas en 8 de 12 pares sobre un mínimo de 7 (Cuadro 5.4). La lectura económica de esa regla no se confirmó (una atenuación de la asociación al retirar la volatilidad condicional). En valor absoluto la medida

disminuyó en 6 de 12 pares y tres de los ocho cumplimientos correspondieron a pares de la TIIE cuya estimación negativa se volvió más negativa, lo contrario de una atenuación. La reducción fue sistemática solo en el Bono M, en donde el valor normalizado de los residuos fue de 0.39 a 0.67 veces el de las pérdidas en los cuatro cruces. En el IPC esa razón estuvo entre 0.93 y 1.35 y solo disminuyó para MXN/JPY.

Cuadro 5.4. ΔCoVaR normalizado sobre pérdidas y sobre residuos estandarizados en el cuantil 0.99, dirección de cruce hacia los mercados.

Cruce	Receptor	N pérdidas	N residuos	Menor con signo	Menor valor absoluto
MXN/USD	IPC	0.183	0.194	No	No
MXN/EUR	IPC	0.215	0.222	No	No
MXN/GBP	IPC	0.168	0.227	No	No
MXN/JPY	IPC	0.229	0.214	Sí	Sí
MXN/USD	Bono M	0.368	0.142	Sí	Sí
MXN/EUR	Bono M	0.359	0.164	Sí	Sí
MXN/GBP	Bono M	0.272	0.126	Sí	Sí
MXN/JPY	Bono M	0.383	0.255	Sí	Sí
MXN/USD	TIIE	-0.395	0.269	No	Sí
MXN/EUR	TIIE	-1.334	-1.563	Sí	No
MXN/GBP	TIIE	-0.923	-1.595	Sí	No
MXN/JPY	TIIE	-0.997	-1.560	Sí	No

Nota: N es el incremento normalizado de la ecuación (3), el ΔCoVaR de cada variante dividido entre la distancia del percentil 95 a la mediana de su variable dependiente. Menor con signo indica si el valor de los residuos es menor que el de las pérdidas (desigualdad de la regla de H2, que exige al menos 7 de 12); menor valor absoluto, si lo es su magnitud. Sin intervalos para la diferencia.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México, del reporte H.10 de la Reserva Federal y de FRED (VIXCLS).

La reducción en el Bono M es compatible con que buena parte de su asociación de cola con el tipo de cambio provenga de episodios de volatilidad alta compartida, mientras que en el IPC la asociación no se redujo al descontar la escala condicional. La lectura es interpretativa porque las razones comparan estimaciones puntuales sobre variables distintas sin inferencia sobre su diferencia, y el filtrado modifica a la vez las distribuciones marginales, los cuantiles del emisor y la pendiente de cada par. El resultado tampoco se desprendía de la semejanza entre las redes de volatilidad y de déficit esperado

encontrada en la etapa previa, ya que esas redes, construidas con segundos momentos de paneles dominados por la escala condicional no anticipó lo que ocurre en los cuantiles de los residuos.

La comparación entre receptores dependió del normalizador. El rango intercuartílico de los cambios de la TIIE fue de 1 pb frente a 7.809 pb en el Bono M y 1.201 puntos porcentuales en el IPC. Dividir entre ese rango colocó a la TIIE por encima del Bono M en magnitud normalizada, al revés que en unidades originales y pese a su signo inestable. Por la misma razón, el promedio absoluto por cruce fue mayor para MXN/EUR (1.624) y menor para MXN/USD (0.673), un orden opuesto al del saldo neto de conectividad de volatilidad de la etapa previa, que fue encabezado por MXN/USD. Por tanto, el ΔCoVaR normalizado no bastó para identificar al mercado más vulnerable ni al cruce más influyente.

5.5.3 Conectividad cuantílica y convención residual

En la muestra principal y con la matriz no centrada el TCI fue de 75.79% en el cuantil adverso, 44.37% en la mediana y 76.04% en el favorable (Cuadro 5.5). La segunda condición de H1 se cumplió como comparación puntual con una brecha de 31.42 puntos porcentuales. La cola favorable mostró una brecha semejante, mostrando que el patrón no distingue los movimientos adversos de los favorables.

Cuadro 5.5. Conectividad cuantílica estática con la matriz residual no centrada (M) y centrada (S).

Muestra	Cuantil	TCI con M	TCI con S	Brecha con M	Brecha con S
2003-2024	0.95	75.79	45.42	31.42	1.07
2003-2024	0.50	44.37	44.35	0.00	0.00
2003-2024	0.05	76.04	44.77	31.67	0.42
2003-2026	0.95	75.80	45.24	31.66	1.12
2003-2026	0.50	44.14	44.12	0.00	0.00
2003-2026	0.05	75.88	44.55	31.74	0.43

Nota: TCI, índice de conectividad total, en porcentaje; brechas respecto de la mediana, en puntos porcentuales. M y S son las matrices de la ecuación (5). Siete nodos, un rezago y horizonte de diez observaciones; 5,232 observaciones en la muestra principal y 5,623 en la extendida que termina el 14 de agosto de 2026. Comparaciones puntuales, sin intervalos.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal.

Al sustituir M_τ por la matriz centrada con los mismos coeficientes el TCI de las colas descendió a 45.42 y 44.77% y el de la mediana apenas cambió. En consecuencia, la brecha adversa quedó en 1.07 puntos porcentuales y la favorable en 0.42. La mayor parte de la brecha entre las colas y la mediana provino del término $\bar{u}_\tau \bar{u}'_\tau$ de la ecuación (5). Las medias residuales fueron negativas en las siete series en el cuantil 0.95 y positivas en el 0.05 con magnitudes parecidas en ambas (la mayor correspondió al Bono M, con 11.4 y 11.6 pb), mientras que en la mediana no superaron 0.1 en valor absoluto. Entre ambas colas el vector de medias cambió de signo en su conjunto. Como el producto $\bar{u}_\tau \bar{u}'_\tau$ no se altera al invertir el signo de todo el vector, ese término elevó el índice de forma semejante en las dos. La muestra extendida reprodujo el resultado y los seis sistemas fueron estables (módulo máximo de 0.189).

El diagnóstico acota lo que puede afirmarse con este instrumento. La brecha centrada siguió siendo positiva, por lo que la comparación estricta de H1 no se invirtió. Pero su tamaño pasó de 31 a 1 punto porcentual y no contó con intervalos. Con la matriz no centrada los índices describen un sistema mucho más acoplado en los cuantiles extremos, mientras que con residuos centrados esa diferencia casi desaparece. Este resultado no refuta el de Ando et al. (2022), obtenido con otro estimador, pero advierte que con productos cruzados sin centrar una conectividad mayor en ambas colas puede provenir de la media de los residuos cuantílicos y no de una mayor propagación bajo estrés.

5.5.4 Dinámica y calibración

El ΔCoVaR móvil mostró que la asociación no fue estable en el tiempo (Figura 3). En las 4,732 ventanas de cada trayectoria, del 2 de junio de 2005 al cierre de 2024, los incrementos hacia el IPC fueron positivos en 60 a 73% de las ventanas y los dirigidos al Bono M en 53 a 61%. Los máximos del IPC se ubicaron entre 2010 y 2012 con 1.00 puntos porcentuales para MXN/USD en la ventana que cerró el 25 de octubre de 2011. Los del Bono M ocurrieron entre 2018 y 2020 con 5.62 pb para MXN/EUR el 15 de octubre de 2020, en una ventana que aún

contenía marzo y abril de ese año. Cada valor resume 500 observaciones y no localiza un efecto en un día.

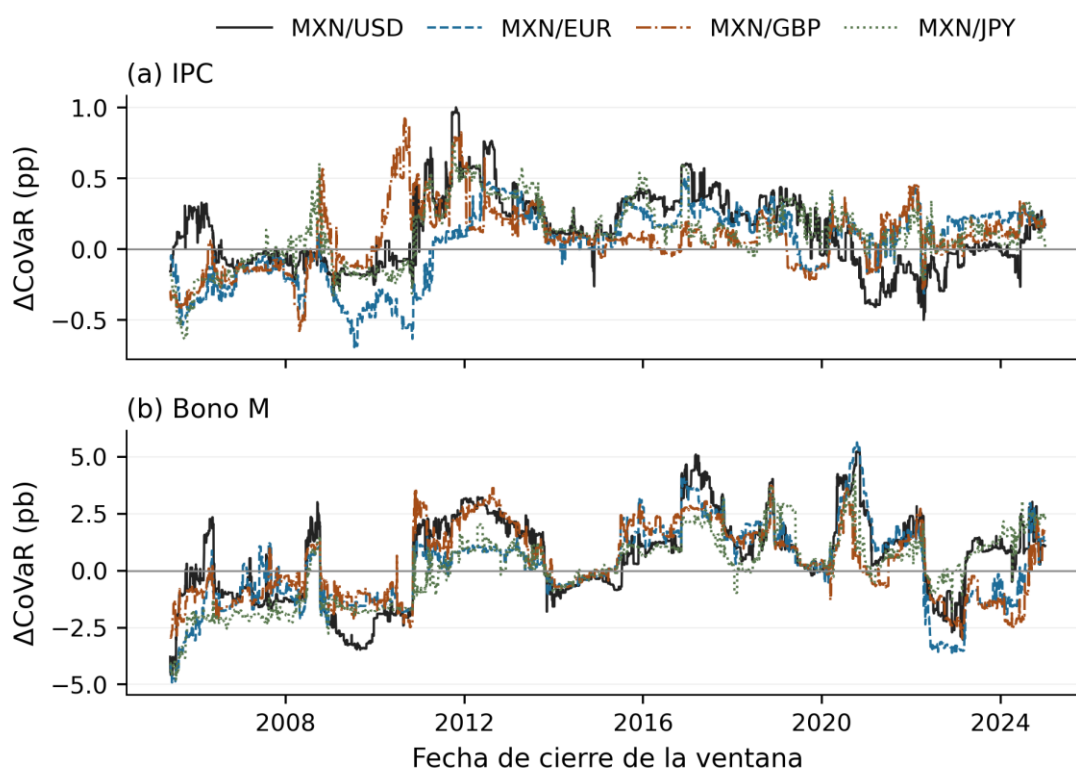


Figura 3. ΔCoVaR móvil de la variante principal en el cuantil 0.95, ventanas de 500 observaciones: (a) receptor IPC, (b) receptor Bono M, 2005-2024.

Nota: cada valor se fecha al cierre de su ventana; 4,732 ventanas por trayectoria, con avance de una observación. pp, puntos porcentuales; pb, puntos base. Sin bandas de error. Las trayectorias hacia la TIIE, cuyas predicciones no superaron las pruebas de cobertura (Cuadro 5.6), no se muestran.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México, del reporte H.10 de la Reserva Federal y de FRED (VIXCLS).

Las predicciones a una observación permitieron evaluar si el cuantil condicional estimado en cada ventana describió la observación siguiente (Cuadro 5.6). Hacia el IPC y el Bono M la frecuencia de excedencias de las ocho trayectorias de cada variante estuvo entre 0.0484 y 0.0560 frente a la nominal de 0.05, y ninguna prueba rechazó tras el ajuste de Holm. Hacia la TIIE las ocho trayectorias no superaron ninguna de las dos pruebas, con frecuencias de 0.0674 a 0.0795, de modo que una especificación lineal con ventanas de 500 observaciones no siguió la cola de una tasa que se mueve por saltos. El resultado respalda el uso

descriptivo de los cuantiles condicionales del IPC y del Bono M y limita el de la TIIE. Pero no valida el ΔCoVaR estático, que evalúa un escenario de estrés y no la observación siguiente.

Cuadro 5.6. Predicción móvil del cuantil condicional 0.95 a una observación: frecuencia de excedencias y rechazos de las pruebas de cobertura, 2005-2024.

Variante	Dirección	Mediana	Recorrido	Rechazos UC	Rechazos CC
Pérdidas	Cruce a IPC	0.0522	0.0488 a 0.0535	0 de 4	0 de 4
Pérdidas	Cruce a Bono M	0.0527	0.0509 a 0.0543	0 de 4	0 de 4
Pérdidas	Cruce a TIIE	0.0780	0.0767 a 0.0795	4 de 4	4 de 4
Pérdidas	Mercado a cruce	0.0590	0.0560 a 0.0626	2 de 12	12 de 12
Residuos	Cruce a IPC	0.0508	0.0484 a 0.0524	0 de 4	0 de 4
Residuos	Cruce a Bono M	0.0549	0.0539 a 0.0560	0 de 4	0 de 4
Residuos	Cruce a TIIE	0.0690	0.0674 a 0.0721	4 de 4	4 de 4
Residuos	Mercado a cruce	0.0581	0.0560 a 0.0598	0 de 12	1 de 12

Nota: mediana y recorrido de la frecuencia de excedencias entre las trayectorias de cada fila; frecuencia nominal de 0.05 y 4,731 predicciones por trayectoria del 3 de junio de 2005 al 31 de diciembre de 2024. Residuos, variante sobre residuos estandarizados. UC, prueba de cobertura incondicional; CC, prueba de cobertura condicional, que combina la frecuencia de excedencias y su independencia. Rechazos al 5% con el ajuste de Holm sobre las 48 trayectorias por tipo de prueba. La volatilidad de control y los residuos proceden de filtros de muestra completa.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México, del reporte H.10 de la Reserva Federal y de FRED (VIXCLS).

En la dirección de los mercados hacia los cruces la prueba condicional rechazó en las doce trayectorias sobre pérdidas y en una sobre residuos. Como esa prueba combina la frecuencia de excedencias y su independencia, se examinó también su componente de independencia, cuyo valor p sin ajuste por multiplicidad fue menor que 0.05 en 11 de las 12 trayectorias sobre pérdidas y en 1 de 12 sobre residuos. La estandarización estuvo acompañada de un menor agrupamiento de las excedencias, lo que es compatible con que la escala condicional contribuya a ese agrupamiento.

El QVAR móvil con la matriz no centrada tuvo un TCI adverso con mediana de 76.54% y recorrido de 64.50 a 81.72%, frente a una mediana de 45.29% en $\tau =$

0.50 (Figura 4). La brecha calculada dentro de cada ventana entre ambos fue positiva en las 998 ventanas con mediana de 29.74 puntos porcentuales. La cola favorable se comportó de manera semejante (brecha mediana de 29.03 puntos) y la diferencia entre colas cambió de signo a lo largo de la muestra, entre -13.62 y 12.02 puntos. La comparación con la matriz centrada se calculó para los sistemas estáticos, de modo que la figura describe la convención no centrada y su brecha persistente se lee a la luz del diagnóstico de la sección 5.5.3.

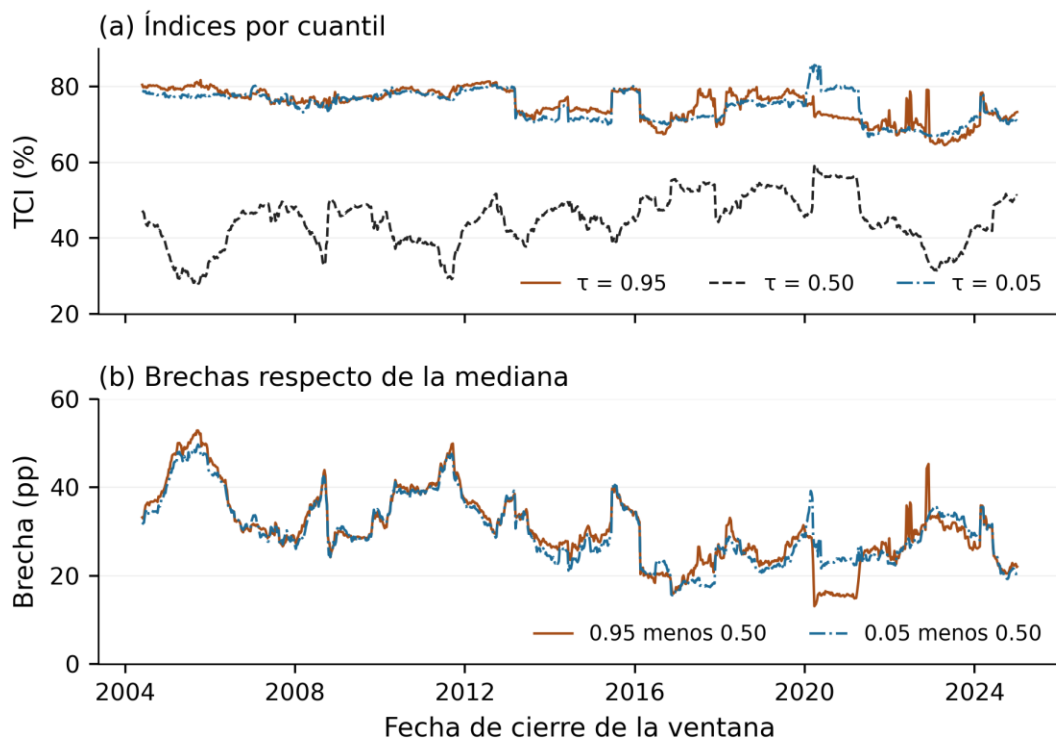


Figura 4. Conectividad cuantílica móvil con la matriz residual no centrada, ventanas de 250 observaciones: (a) índice de conectividad total por cuantil; (b) brechas respecto de la mediana, 2004-2024.

Nota: siete nodos, un rezago y horizonte de diez observaciones. TCI, índice de conectividad total; pp, puntos porcentuales. 998 ventanas por cuantil con avance de cinco observaciones y fechadas a su cierre del 27 de mayo de 2004 al 31 de diciembre de 2024. Las ventanas sucesivas comparten 245 observaciones. Sin bandas de error.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal.

5.5.5 Magnitudes económicas y alcance

Para dimensionar las estimaciones el ΔCoVaR principal de cada cruce se convirtió a pesos para una exposición de un millón y se resumieron la mediana y el recorrido entre los cuatro cruces (Cuadro 5.7). Para el IPC la mediana fue de 3,610.5 pesos con la conversión exacta de la diferencia entre los dos niveles del CoVaR, c_0 y c_1 , como pérdidas logarítmicas, $V[\exp(-c_0/100) - \exp(-c_1/100)]$ y de 3,715.0 con la aproximación lineal. En el Bono M, cuya pérdida depende de la duración de la posición, la sensibilidad mediana fue de 424.1 pesos por año de duración modificada. Para un bono a la par de diez años con cupón de 9.5% (duración modificada de 6.365 años y convexidad de 54.56), la valuación $V[D_{\text{mod}}(d_1 - d_0) - C(d_1^2 - d_0^2)/2]$ (con d_0 y d_1 los dos niveles del CoVaR como cambios decimales del rendimiento) dio una mediana de 2,654.6 pesos, 45.0 menos que la aproximación por duración. Con la TIIE la mediana negativa equivalió a -22.4 pesos en el costo de fondeo a 28 días, cifra que traduce una estimación descriptiva cuyo signo no se sostuvo entre especificaciones. Las tres cantidades corresponden a exposiciones y horizontes distintos y traducen estimaciones puntuales de bordes de distribución, por lo que no se suman ni se comparan como pérdidas de una misma cartera.

Cuadro 5.7. Magnitud del ΔCoVaR principal en el cuantil 0.99 por receptor y equivalencia en pesos por millón de exposición.

Receptor	Δ mediano	Recorrido de Δ	Pesos medianos	Recorrido en pesos
IPC (pp)	0.372	0.313 a 0.428	3,610.5	3,046.4 a 4,154.8
Bono M (pb)	4.24	3.17 a 4.47	2,654.6	1,987.2 a 2,799.2
TIIE (pb)	-2.88	-4.00 a -1.18	-22.4	-31.1 a -9.2

Nota: mediana y recorrido entre los cuatro cruces; pp, puntos porcentuales; pb, puntos base. IPC: conversión exacta de los dos niveles logarítmicos por millón de exposición accionaria. Bono M: valuación con duración y convexidad de un bono a la par de diez años, con cupón y rendimiento de 9.5% y pagos semestrales por millón de valor nominal. TIIE: diferencia del costo simple de fondeo a 28 días, base 360. Equivalencias ilustrativas de estimaciones puntuales, sin inferencia.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México, del reporte H.10 de la Reserva Federal y de FRED (VIXCLS).

La asociación fue asimétrica en MXN/USD. Con pendientes separadas por signo en $\tau = 0.99$ y en magnitud absoluta, el desplazamiento que siguió a una

apreciación extrema fue 0.085 veces el que siguió a una depreciación extrema en el IPC y 0.46 veces en el Bono M (0.18 y 0.27 en $\tau = 0.95$). En la TIIE el orden fue el inverso (2.36). El desplazamiento de las colas del IPC y del Bono M se concentró en las depreciaciones, aunque este patrón descriptivo no contó con inferencia.

El signo positivo del Bono M es compatible con la evidencia para economías emergentes de que el riesgo cambiario eleva la compensación exigida por los bonos soberanos en moneda local (Gadanecz et al., 2018) y de que la apreciación frente al dólar comprime sus primas de riesgo (Hofmann et al., 2020). También lo es con condiciones globales comunes, como los choques de política monetaria de Estados Unidos que mueven a la vez el tipo de cambio, la prima soberana y los precios accionarios mexicanos (Alba et al., 2024), que las variables de estado solo controlan en parte. La especificación no distingue entre ambos mecanismos.

Frente a la conectividad de volatilidad estimada en la etapa previa, la correlación de rangos entre el saldo neto bilateral de volatilidad y el ΔCoVaR principal normalizado por el rango intercuartílico (con signo) fue de 0.818 en los doce pares. La concordancia provino de las diferencias entre receptores y no de un ordenamiento común de los cruces, ya que con el valor absoluto del ΔCoVaR la correlación fue de -0.510 y dentro de cada receptor fue de 0.40 en el IPC y el Bono M y de -0.20 en la TIIE. Los dos instrumentos miden objetos distintos (el saldo de conectividad reúne participaciones de varianza en ambos sentidos y el ΔCoVaR un desplazamiento condicional en uno) y no se validan mutuamente. Además, ninguno identifica choques estructurales, por lo que sus resultados no se interpretan como contagio.

5.6 Conclusiones

Una depreciación extrema del peso se asoció con un desplazamiento adverso de la cola de pérdidas del mercado accionario y del bono gubernamental en la observación siguiente. Al pasar cada cruce de su mediana a su percentil 99 de

depreciación, el percentil 99 de la pérdida accionaria aumentó entre 0.313 y 0.428 puntos porcentuales y el del cambio del rendimiento del bono entre 3.17 y 4.47 puntos base. Esos aumentos equivalen a entre 12 y 16% y entre 18 y 26% de sus niveles respectivamente. Estas magnitudes son evidencia descriptiva porque en la especificación principal ni el remuestreo de bloques ni la inferencia analítica superaron sus criterios de validación con la información disponible más allá del percentil 99, provocando que la primera hipótesis quedara sin veredicto inferencial en su condición bilateral. En la tasa interbancaria no se sostuvo un signo y las predicciones móviles de su cuantil rebasaron la frecuencia nominal de excedencias.

La estandarización no mostró una atenuación general de las estimaciones puntuales. La regla de la segunda hipótesis se cumplió con signo en 8 de 12 pares, pero la magnitud disminuyó en 6. La reducción fue sistemática en el bono. En el mercado accionario ocurrió en uno de los cuatro cruces y en los otros tres la magnitud normalizada aumentó, exhibiendo que descontar la volatilidad condicional no redujo de manera general su asociación de cola con el tipo de cambio.

La mayor conectividad de los cuantiles extremos frente a la mediana dependió en su mayor parte de la convención de cálculo. La brecha de 31.42 puntos porcentuales obtenida con la matriz residual no centrada se redujo a 1.07 al centrarla con los mismos coeficientes. En consecuencia, ese contraste no puede leerse como mayor propagación bajo estrés sin examinar la media de los residuos cuantílicos.

El estudio aporta la dimensión de la dependencia de cola entre el tipo de cambio y los mercados financieros mexicanos en las unidades de cada mercado, mostrando que su lectura depende del evento condicionante, del filtrado y de la matriz residual sin que los procedimientos empleados identifiquen contagio.

5.7 Referencias

- Adrian, T. y Brunnermeier, M. K. (2016). CoVaR. *American Economic Review*, 106(7), 1705–1741. <https://doi.org/10.1257/aer.20120555>
- Alba, C., Carrillo, J. A. e Ibarra, R. (2024). *Information effects of US monetary policy announcements on emerging economies: Evidence from Mexico* (Documento de Investigación 2024-14). Banco de México. <https://www.banxico.org.mx/publications-and-press/banco-de-mexico-working-papers/%7B18C4774B-EC5E-6F7B-2E2B-47C546261C3B%7D.pdf>
- Ando, T., Greenwood-Nimmo, M. y Shin, Y. (2022). Quantile connectedness: Modeling tail behavior in the topology of financial networks. *Management Science*, 68(4), 2401–2431. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2021.3984>
- Banco de México. (2023). *Circular 4/2023: Modificaciones a la Circular 3/2012 (Tasa de Interés Interbancaria de Equilibrio a plazos mayores a un día hábil bancario)*. Diario Oficial de la Federación, 13 de abril de 2023. <https://www.banxico.org.mx/marco-normativo/normativa-emitada-por-el-banco-de-mexico/circular-3-2012/%7B38CBE44D-CF95-1E3A-8750-D5C1FC3A2FB1%7D.pdf>
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Bollerslev, T. y Mikkelsen, H. O. (1996). Modeling and pricing long memory in stock market volatility. *Journal of Econometrics*, 73(1), 151–184. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01736-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01736-4)
- Christoffersen, P. F. (1998). Evaluating interval forecasts. *International Economic Review*, 39(4), 841–862. <https://doi.org/10.2307/2527341>
- Diebold, F. X. y Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57–66. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006>
- Fernández, C. y Steel, M. F. J. (1998). On Bayesian modeling of fat tails and skewness. *Journal of the American Statistical Association*, 93(441), 359–371. <https://doi.org/10.1080/01621459.1998.10474117>
- Forbes, K. J. y Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223–2261. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00494>
- Gabauer, D. (2025). *ConnectednessApproach: Connectedness approach* (Versión 1.0.4). Comprehensive R Archive Network. <https://cran.r-project.org/package=ConnectednessApproach>

- Gadanecz, B., Miyajima, K. y Shu, C. (2018). Emerging market local currency sovereign bond yields: The role of exchange rate risk. *International Review of Economics & Finance*, 57, 371–401. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2018.02.004>
- Girardi, G. y Ergün, A. T. (2013). Systemic risk measurement: Multivariate GARCH estimation of CoVaR. *Journal of Banking & Finance*, 37(8), 3169–3180. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.02.027>
- Hofmann, B., Shim, I. y Shin, H. S. (2020). Bond risk premia and the exchange rate. *Journal of Money, Credit and Banking*, 52(S2), 497–520. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12760>
- Holm, S. (1979). A simple sequentially rejective multiple test procedure. *Scandinavian Journal of Statistics*, 6(2), 65–70.
- Koenker, R. (2025). *quantreg: Quantile regression* (Versión 6.1). Comprehensive R Archive Network. <https://cran.r-project.org/package=quantreg>
- Koenker, R. y Bassett, G., Jr. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33–50. <https://doi.org/10.2307/1913643>
- Künsch, H. R. (1989). The jackknife and the bootstrap for general stationary observations. *The Annals of Statistics*, 17(3), 1217–1241. <https://doi.org/10.1214/aos/1176347265>
- Kupiec, P. H. (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. *The Journal of Derivatives*, 3(2), 73–84. <https://doi.org/10.3905/jod.1995.407942>
- Mainik, G. y Schaanning, E. (2014). On dependence consistency of CoVaR and some other systemic risk measures. *Statistics & Risk Modeling*, 31(1), 49–77. <https://doi.org/10.1515/strm-2013-1164>
- Pesaran, M. H. y Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17–29. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(97\)00214-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00214-0)
- R Core Team. (2025). *R: A language and environment for statistical computing* (Versión 4.5.2). R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Tse, Y. K. (1998). The conditional heteroscedasticity of the yen-dollar exchange rate. *Journal of Applied Econometrics*, 13(1), 49–55. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199801/02\)13:1<49::AID-JAE459>3.0.CO;2-O](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199801/02)13:1<49::AID-JAE459>3.0.CO;2-O)
- White, H., Kim, T.-H. y Manganelli, S. (2015). VAR for VaR: Measuring tail dependence using multivariate regression quantiles. *Journal of Econometrics*, 187(1), 169–188. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2015.02.004>

CAPÍTULO 6. CONCLUSIONES GENERALES

La tesis midió la volatilidad condicional y el riesgo de cola del peso mexicano frente a las cinco divisas de la canasta de derechos especiales de giro (dólar, euro, libra esterlina, yen y yuan) y la dependencia entre esos cruces y los mercados financieros mexicanos con criterios explícitos de selección y validación. La medida de riesgo cambió con el estado de la volatilidad, la dirección del último movimiento y el supuesto de cola. La relación con los mercados mexicanos quedó documentada como interdependencia predictiva y como asociación de cola, ya que ningún procedimiento empleado identificó la dirección de la transmisión.

La volatilidad condicional de los cinco cruces respondió más a las depreciaciones que a las apreciaciones de igual magnitud (en la muestra de estimación la varianza fue entre 11.6% y 29.8% mayor tras una depreciación de dos desviaciones estándar que tras una apreciación equivalente). Las especificaciones que combinan integración fraccional y respuesta asimétrica obtuvieron la menor pérdida cuasiverosímil media a un día en los cinco cruces de 2020 a 2026. Pero el conjunto de confianza de modelos retuvo una sola especificación para el dólar y las nueve candidatas para la libra, y el orden entre las dos familias seleccionadas cambió al excluir 2020. El parámetro fraccional de la familia exponencial permaneció en su cota y las simulaciones de los modelos de cambio de régimen fueron compatibles con que esa dinámica reprodujera parte de la persistencia aparente, de manera que la integración fraccional funcionó como instrumento de pronóstico y no como una propiedad medida de las series.

Las medidas de valor en riesgo y déficit esperado no fueron rechazadas por las pruebas evaluables con la corrección principal por comparaciones múltiples, pero esa ausencia de rechazo no demostró la calibración de las colas, dado que al 0.5% se esperaban menos de siete excepciones por cruce. La distribución t de Student sesgada registró al menos las excepciones esperadas al 1% en la cola

de las depreciaciones de los cinco cruces y menos que las esperadas en la de las apreciaciones, y la teoría de valores extremos desplazó ese desajuste de una dirección a la otra sin que la comparación estableciera la superioridad de un enfoque. El supuesto de cola modificó el promedio del déficit esperado al 1% de las depreciaciones hasta en 10.9% (cruce con el yen), así que la elección de la cola relevante y de su tratamiento forma parte de la medida de riesgo. La evidencia de calibración quedó acotada al periodo posterior a 2020 y a modelos elegidos con el mismo periodo general de pronósticos.

En la muestra principal de mayo de 2003 a diciembre de 2024 la red de volatilidad atribuyó al bloque de los cruces con el dólar, el euro, la libra esterlina y el yen la posición de transmisor neto hacia los mercados financieros mexicanos, con un saldo de 18.71 puntos porcentuales, positivo en 91.6% de las ventanas móviles. El mercado accionario y el bono gubernamental de 7 a 10 años recibieron contribuciones próximas (15.89 y 14.54 puntos) y la tasa interbancaria a 28 días un orden de magnitud menos (1.44). El orden entre acciones y deuda cambió con la medida y la especificación, por lo que no se estableció una jerarquía única de receptores. Estas cifras describen la estructura de la red sin confirmación inferencial, ya que el remuestreo de bloques no superó su salvaguarda de centrado en los paneles persistentes.

La dirección estimada no quedó identificada. El signo del saldo cambiario se conservó entre las dos alineaciones de calendario, pero los dos órdenes extremos de la descomposición de Cholesky lo invirtieron con una diferencia de 39.70 puntos. La proyección de los otros tres cruces sobre el cruce con el dólar redujo el saldo a cerca de 18% de su valor en la red de volatilidad y a 28% en la de déficit esperado, sin que esa sensibilidad mida una contribución causal del dólar. La regla de amplificación en episodios de estrés no se cumplió, dado que solo 2 de 7 episodios superaron el umbral fijado para su promedio frente a los cuatro exigidos. Algunos extremos de la serie móvil correspondieron a modelos dinámicamente inestables o a la entrada y salida de un día extremo en la ventana.

Una depreciación extrema del peso se asoció con un desplazamiento adverso de la cola de pérdidas del mercado accionario y del bono gubernamental en la observación siguiente. Al pasar cada cruce de su mediana a su percentil 99 de depreciación el percentil 99 de la pérdida accionaria aumentó entre 0.313 y 0.428 puntos porcentuales (de 12% a 16% de su nivel) y el del cambio del rendimiento del bono entre 3.17 y 4.47 puntos base (de 18% a 26%). Estas magnitudes quedaron como evidencia descriptiva, ya que en la especificación principal ni el remuestreo de bloques ni la inferencia analítica superaron su validación. En la tasa interbancaria el signo no se sostuvo entre variantes y las predicciones móviles de su cuantil rebasaron la frecuencia nominal de excedencias.

Las redes de volatilidad y de déficit esperado difirieron como máximo en 2.50 puntos sobre los mismos seis nodos y sus índices móviles tuvieron una correlación de 0.997, resultado compatible con el predominio de la escala condicional que comparten. Esa semejanza no anticipó el resultado en las colas. Al retirar la volatilidad condicional la asociación de cola normalizada se redujo de manera sistemática solo en el bono (de 0.39 a 0.67 veces la de las pérdidas en los cuatro cruces) y en el mercado accionario aumentó en tres de los cuatro cruces. La regla de atenuación se cumplió con signo en 8 de 12 pares pero la magnitud disminuyó en 6, así que descontar la escala condicional no redujo de forma general la asociación de cola con el tipo de cambio. La reducción en el bono es compatible con que buena parte de su asociación de cola con el tipo de cambio provenga de episodios de volatilidad alta compartida, mientras que la del mercado accionario persistió al descontar la escala condicional.

La mayor conectividad cuantílica de los extremos frente a la mediana dependió de la convención de cálculo. Con los mismos coeficientes centrar la matriz de residuos redujo la brecha entre el cuantil 0.95 y la mediana de 31.42 a 1.07 puntos porcentuales y la brecha restante no contó con intervalos, por lo que ese contraste no se lee como mayor propagación bajo estrés. Los dos instrumentos multivariados miden objetos distintos y no se validaron entre sí. La correlación de rangos de 0.818 entre el saldo neto de volatilidad y el incremento normalizado

del valor en riesgo condicionado provino de las diferencias entre receptores y no de un orden común de los cruces, y la proyección sobre el cruce con el dólar que redujo el saldo de conectividad apenas modificó ese incremento.

La tesis evaluó de forma conjunta los pronósticos marginales de volatilidad, las medidas de riesgo de cola y las relaciones entre el tipo de cambio y los mercados financieros mexicanos. Los resultados quedaron acotados a datos diarios, a pronósticos marginales de un día, a las muestras analizadas y a un indicador por segmento financiero. El cruce con el yuan se excluyó de los sistemas multivariados por su redundancia con el del dólar. La evidencia documentó la sensibilidad de la medida del riesgo cambiario y la interdependencia predictiva y de cola con los mercados mexicanos, sin establecer transmisión causal ni contagio.

CAPÍTULO 7. LITERATURA CITADA

- Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2016). CoVaR. *American Economic Review*, 106(7), 1705–1741. <https://doi.org/10.1257/aer.20120555>
- Bank for International Settlements. (2025). *Triennial Central Bank Survey: OTC foreign exchange turnover in April 2025*. Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department. <https://www.bis.org/statistics/rpfx25.htm>
- Benavides, G., & Capistrán, C. (2009). Una nota sobre las volatilidades de la tasa de interés y del tipo de cambio según diferentes instrumentos de política monetaria: México, 1998–2008. *Monetaria*, 32(3), 391–412. https://www.cemla.org/PDF/monetaria/PUB_MON_XXXII-03.pdf
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Bush, G., & López Noria, G. (2021). Uncertainty and exchange rate volatility: Evidence from Mexico. *International Review of Economics & Finance*, 75, 704–722. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2021.04.029>
- Christoffersen, P. F. (1998). Evaluating interval forecasts. *International Economic Review*, 39(4), 841–862. <https://doi.org/10.2307/2527341>
- Diebold, F. X., & Inoue, A. (2001). Long memory and regime switching. *Journal of Econometrics*, 105(1), 131–159. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00073-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00073-2)
- Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics*, 182(1), 119–134. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.04.012>
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223–2261. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00494>
- Gadanecz, B., Miyajima, K., & Shu, C. (2018). Emerging market local currency sovereign bond yields: The role of exchange rate risk. *International Review of Economics & Finance*, 57, 371–401. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2018.02.004>
- Hansen, P. R., & Lunde, A. (2005). A forecast comparison of volatility models: Does anything beat a GARCH(1,1)? *Journal of Applied Econometrics*, 20(7), 873–889. <https://doi.org/10.1002/jae.800>

- Hansen, P. R., Lunde, A., & Nason, J. M. (2011). The model confidence set. *Econometrica*, 79(2), 453–497. <https://doi.org/10.3982/ECTA5771>
- Hofmann, B., Shim, I., & Shin, H. S. (2020). Bond risk premia and the exchange rate. *Journal of Money, Credit and Banking*, 52(S2), 497–520. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12760>
- International Monetary Fund. (2022). *IMF Executive Board concludes quinquennial SDR valuation review and determines new currency weights for SDR valuation basket*. Comunicado de prensa 22/153. <https://www.imf.org/en/News/Articles/2022/05/14/pr22153-imf-board-concludes-sdr-valuation-review>
- López Herrera, F., Santillán Salgado, R. J., & Cruz Ake, S. (2015). Volatility dependence structure between the Mexican Stock Exchange and the World Capital Market. *Investigación Económica*, 74(293), 69–97. <https://doi.org/10.1016/j.inveco.2015.06.001>
- McNeil, A. J., & Frey, R. (2000). Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: An extreme value approach. *Journal of Empirical Finance*, 7(3–4), 271–300. [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(00\)00012-8](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(00)00012-8)
- Patton, A. J. (2011). Volatility forecast comparison using imperfect volatility proxies. *Journal of Econometrics*, 160(1), 246–256. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.03.034>
- Tian, M., El Khoury, R., & Alshater, M. M. (2023). The nonlinear and negative tail dependence and risk spillovers between foreign exchange and stock markets in emerging economies. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 82, 101712. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2022.101712>

APÉNDICE A: Análisis exploratorio del tipo de cambio del peso frente a las divisas de la canasta DEG del FMI

Los resultados del análisis exploratorio de los cinco cruces del peso y de las cuatro cotizaciones frente al dólar con que se construyeron por triangulación (componentes externos USD/EUR, USD/GBP, JPY/USD y CNY/USD) se presentan a continuación.

A.1 Calendario, construcción y auditoría de las series

Cuadro A.1. Auditoría del calendario común de las cinco series primarias.

Concepto	Valor
Registros en el archivo de origen	7 205
Fechas sin cotización en ninguna serie (feriados de EE. UU.)	278
Fechas con cotización parcial (descartadas)	1
Observaciones en niveles tras la intersección	6 926
Rendimientos disponibles	6 925
Fecha inicial	4 de enero de 1999
Fecha final	14 de agosto de 2026
Años abarcados	27.61

Nota: se conservaron las fechas con cotización válida en las cinco series primarias, sin interpolar ni arrastrar cotizaciones. Las cuatro identidades de construcción de los cruces en logaritmos (por ejemplo, $MXN/EUR = MXN/USD + USD/EUR$) se cumplieron con un error absoluto máximo de 1.8×10^{-13} .

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.2. Rendimientos exactamente nulos y su racha máxima, 1999-2026.

Serie	Tipo	Días	Proporción (%)	Racha máxima
MXN/USD	Cruce	27	0.39	1
MXN/EUR	Cruce	3	0.04	1
MXN/GBP	Cruce	3	0.04	1
MXN/JPY	Cruce	3	0.04	1
MXN/CNY	Cruce	5	0.07	1
USD/EUR	Componente	63	0.91	1
USD/GBP	Componente	48	0.69	1
JPY/USD	Componente	58	0.84	2
CNY/USD	Componente	898	12.97	153

Nota: cada serie tiene 6 925 rendimientos. La racha se mide en observaciones consecutivas del calendario común. La sección A.11 desagrega el componente externo del yuan por régimen cambiario.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

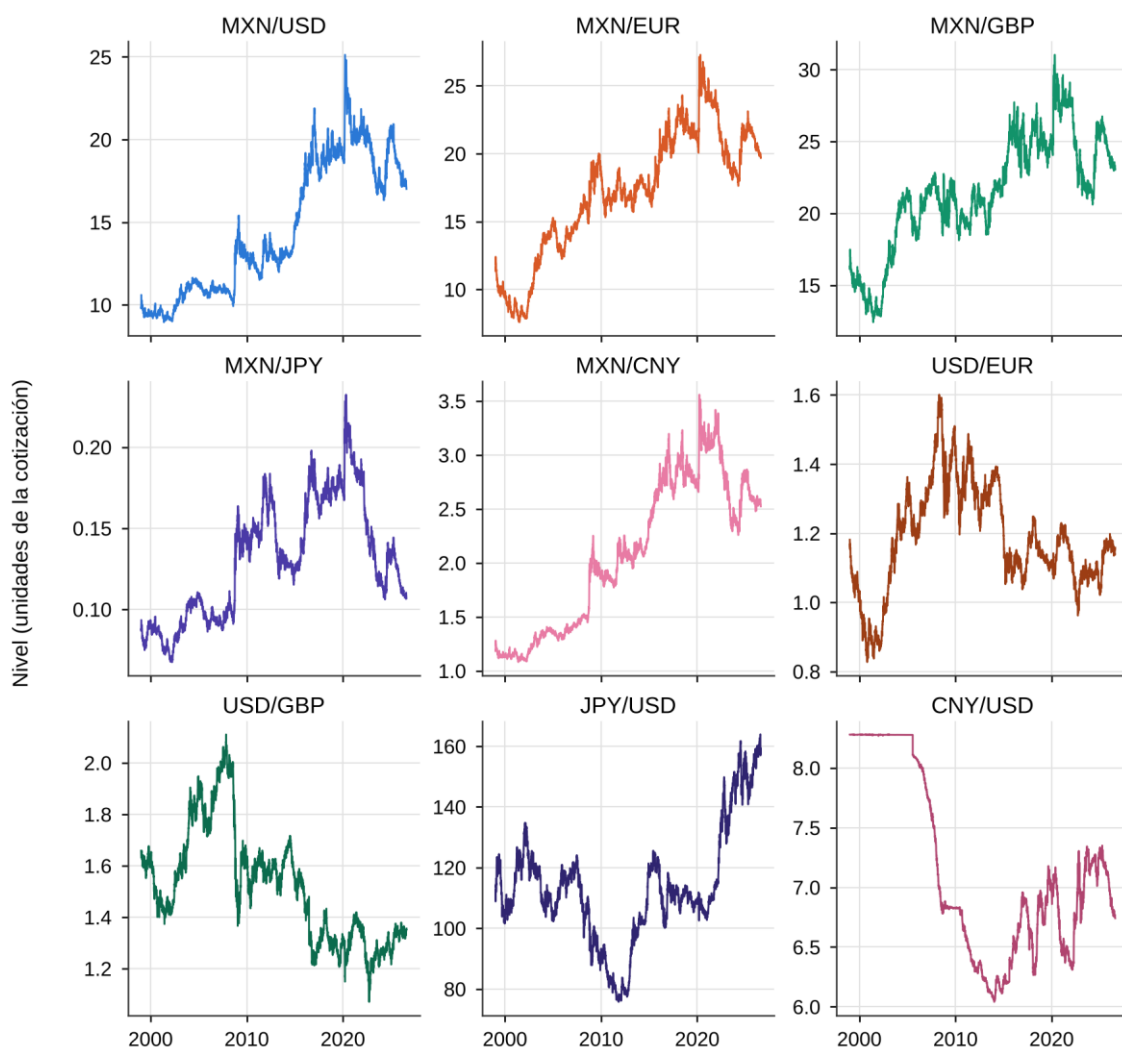


Figura A.1. Niveles de los cruces del peso y de los componentes externos, 1999-2026.

Nota: cada panel conserva las unidades de su cotización (pesos por unidad de divisa en los cruces; dólares por euro y por libra, y yenes y yuanes por dólar en los componentes externos).

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

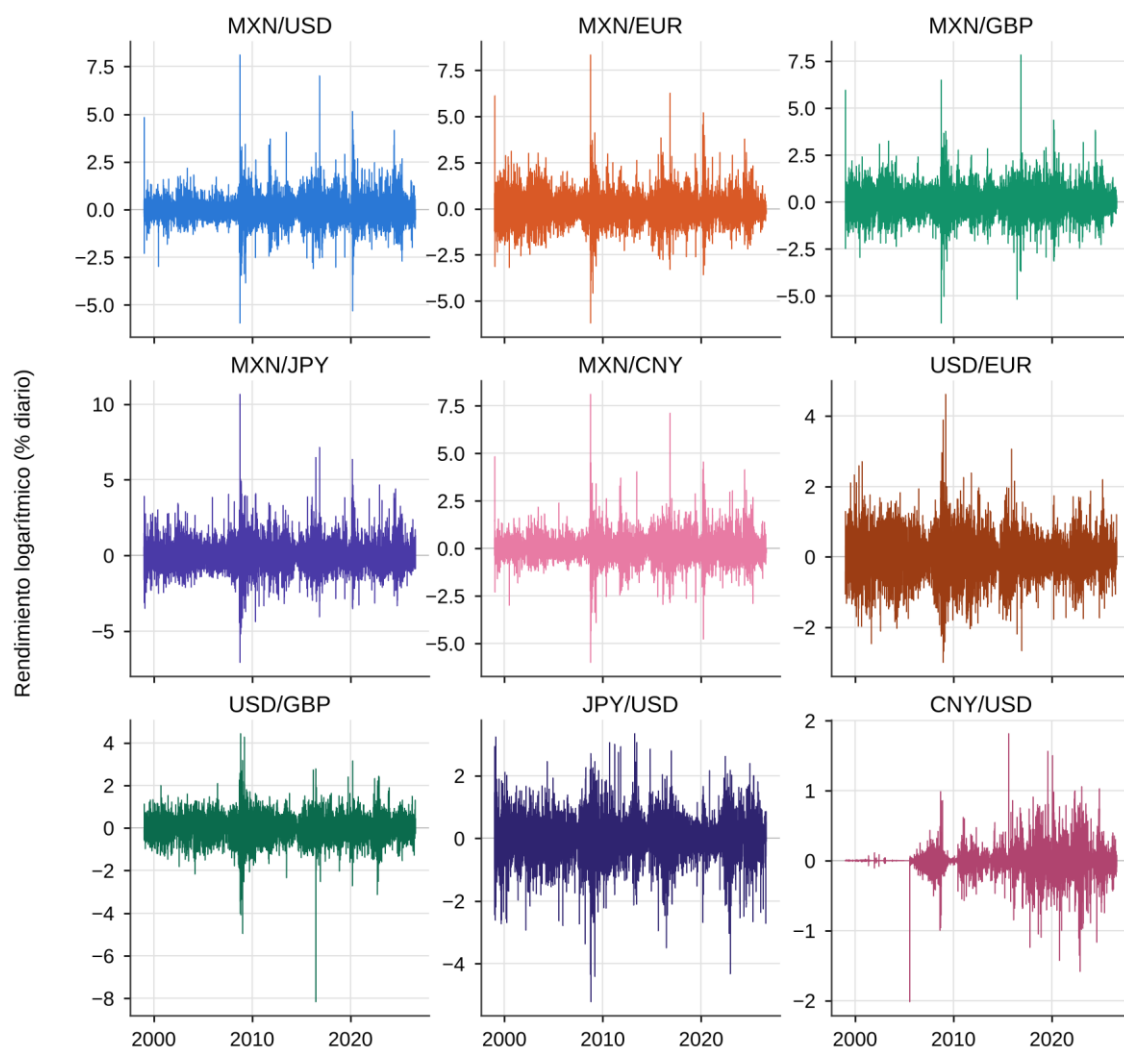


Figura A.2. Rendimientos logarítmicos diarios, 1999-2026.

Nota: cada panel tiene su propia escala vertical.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

A.2 Series en niveles

Cuadro A.3. Pruebas de raíz unitaria y de estacionariedad sobre niveles y rendimientos.

Serie	Transformación	ADF	PP	KPSS	Conclusión
MXN/USD	Logaritmo	-2.390	-2.393	3.488	I(1)
MXN/EUR	Logaritmo	-1.932	-1.908	7.242	I(1)
MXN/GBP	Logaritmo	-2.639	-2.595	4.541	I(1)
MXN/JPY	Logaritmo	-1.200	-1.175	7.165	I(1)
MXN/CNY	Logaritmo	-1.621	-1.611	7.419	I(1)
USD/EUR	Logaritmo	-1.863	-1.850	9.022	I(1)
USD/GBP	Logaritmo	-2.421	-2.323	5.664	I(1)
JPY/USD	Logaritmo	-1.328	-1.302	9.367	I(1)
CNY/USD	Logaritmo	-0.765	-0.856	11.496	I(1)
MXN/USD	Rendimiento	-57.559	-81.962	0.078	I(0)
MXN/EUR	Rendimiento	-58.259	-81.285	0.095	I(0)
MXN/GBP	Rendimiento	-59.172	-81.783	0.057	I(0)
MXN/JPY	Rendimiento	-57.819	-82.983	0.201	I(0)
MXN/CNY	Rendimiento	-58.234	-81.902	0.132	I(0)
USD/EUR	Rendimiento	-59.313	-82.229	0.074	I(0)
USD/GBP	Rendimiento	-58.127	-81.473	0.054	I(0)
JPY/USD	Rendimiento	-60.234	-84.754	0.224	I(0)
CNY/USD	Rendimiento	-59.387	-86.114	0.358	I(0)

Nota: ADF y PP contrastaron la hipótesis nula de raíz unitaria y KPSS la de estacionariedad. En logaritmos se incluyeron constante y tendencia; en rendimientos, constante. ADF eligió los rezagos por el criterio de información bayesiano; PP y KPSS usaron el ancho de banda corto. Valores críticos al 5%, en logaritmos y en rendimientos: ADF, -3.41 y -2.86; PP, -3.413 y -2.862; KPSS, 0.146 y 0.463.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.4. Raíz unitaria con un quiebre endógeno en los logaritmos de los niveles.

Serie	Zivot y Andrews	Fecha del quiebre	t de la raíz	t de DU	t de DT
MXN/USD	-4.717	2014-11-18	-4.695	4.060	-3.615
MXN/EUR	-4.262	2002-04-08	-4.218	3.233	0.408
MXN/GBP	-4.425	2002-03-29	-4.351	3.157	0.977
MXN/JPY	-3.604	2022-03-08	-3.528	-3.218	-0.437
MXN/CNY	-4.762	2022-03-08	-4.665	-4.139	-0.930
USD/EUR	-4.386	2002-04-08	-4.344	2.881	-0.184
USD/GBP	-4.475	2008-07-23	-4.418	-4.059	-3.539
JPY/USD	-3.816	2008-08-15	-3.796	-2.654	2.792
CNY/USD	-3.538	2007-08-16	-3.451	-2.425	2.664

Nota: la prueba de Zivot y Andrews admitió un quiebre simultáneo en intercepto y tendencia; su valor crítico al 5% es -5.08 y ninguna serie lo superó. Las tres columnas finales corresponden a la ADF con el quiebre modelado en la fecha estimada: DU, indicadora de cambio de nivel; DT, de cambio de pendiente. Valor crítico aproximado al 5% de la raíz, -4.24.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.5. Prueba de cointegración de Johansen sobre los componentes externos.

Hipótesis nula	Traza	Crítico 10%	Crítico 5%	Crítico 1%
$r \leq 3$	2.063	7.52	9.24	12.97
$r \leq 2$	5.003	17.85	19.96	24.60
$r \leq 1$	17.671	32.00	34.91	41.07
$r \leq 0$	48.036	49.65	53.12	60.16

Nota: logaritmos de USD/EUR, USD/GBP, JPY/USD y CNY/USD; estadístico de la traza con constante restringida y dos rezagos en niveles, elegidos por el criterio de información bayesiano. r, número de relaciones de cointegración.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

A.3 Estadística descriptiva de los rendimientos

Cuadro A.6. Media, dispersión y posición de los rendimientos diarios, 1999-2026.

Serie	n	Media	EE de la media	t ($\mu = 0$)	D.E.	D.E. anual	Mediana
MXN/USD	6 925	0.0079	0.0084	0.945	0.697	11.07	-0.0246
MXN/EUR	6 925	0.0076	0.0094	0.812	0.782	12.42	-0.0249
MXN/GBP	6 925	0.0050	0.0092	0.548	0.761	12.09	-0.0135
MXN/JPY	6 925	0.0029	0.0116	0.247	0.962	15.27	-0.0485
MXN/CNY	6 925	0.0109	0.0083	1.312	0.690	10.96	-0.0203
USD/EUR	6 925	-0.0003	0.0069	-0.041	0.575	9.13	-0.0073
USD/GBP	6 925	-0.0029	0.0070	-0.418	0.580	9.20	0.0049
JPY/USD	6 925	0.0051	0.0076	0.668	0.630	10.00	0.0130
CNY/USD	6 925	-0.0030	0.0021	-1.418	0.174	2.76	0.0000

Nota: rendimientos en por ciento diario; la desviación estándar anual multiplica la diaria por la raíz de 252. EE, error estándar.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.7. Medidas robustas, extremos y forma de la distribución de los rendimientos, 1999-2026.

Serie	Media recortada	MAD	Mínimo	Máximo	Asimetría (EE)	Curtosis (EE)
MXN/USD	-0.0054	0.517	-5.960	8.114	0.746 (0.290)	9.931 (2.414)
MXN/EUR	-0.0061	0.620	-6.209	8.341	0.576 (0.209)	6.037 (1.717)
MXN/GBP	-0.0031	0.627	-6.452	7.835	0.380 (0.216)	6.057 (1.645)
MXN/JPY	-0.0191	0.743	-7.082	10.658	0.766 (0.232)	7.611 (2.100)
MXN/CNY	-0.0022	0.521	-6.005	8.114	0.747 (0.290)	10.027 (2.580)
USD/EUR	0.0002	0.461	-3.003	4.621	0.113 (0.104)	2.524 (0.574)
USD/GBP	0.0012	0.473	-8.169	4.435	-0.568 (0.377)	9.788 (4.920)
JPY/USD	0.0119	0.494	-5.216	3.343	-0.367 (0.128)	4.171 (0.732)
CNY/USD	-0.0039	0.052	-2.019	1.816	-0.082 (0.368)	15.646 (2.433)

Nota: media recortada al 5%; MAD, desviación absoluta mediana. Curtosis en exceso. Los errores estándar de la asimetría y la curtosis provienen de 1 000 réplicas de remuestreo.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.8. Percentiles de los rendimientos diarios, 1999-2026.

Serie	P0.5	P1	P5	P25	P75	P95	P99	P99.5
MXN/USD	-2.167	-1.704	-0.969	-0.365	0.334	1.108	1.958	2.561
MXN/EUR	-2.297	-1.907	-1.159	-0.428	0.414	1.265	2.191	2.813
MXN/GBP	-2.185	-1.878	-1.148	-0.432	0.413	1.218	2.058	2.438
MXN/JPY	-2.809	-2.293	-1.402	-0.526	0.473	1.535	2.777	3.707
MXN/CNY	-2.164	-1.695	-0.948	-0.362	0.343	1.079	1.936	2.620
USD/EUR	-1.757	-1.485	-0.952	-0.308	0.313	0.931	1.464	1.739
USD/GBP	-1.801	-1.470	-0.914	-0.317	0.321	0.884	1.371	1.619
JPY/USD	-2.239	-1.772	-0.992	-0.319	0.347	0.964	1.621	1.947
CNY/USD	-0.715	-0.541	-0.245	-0.040	0.031	0.248	0.600	0.741

Nota: rendimientos en por ciento diario.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.9. Volatilidad anualizada de los cruces por episodio, partición fijada antes del análisis.

Episodio	n	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
Previo a la crisis (1999–2007)	2 264	7.59	12.43	11.08	12.77	7.65
Crisis financiera global (2008–2009)	504	17.12	17.54	17.69	25.84	17.22
Crisis del euro (2010–2012)	752	11.08	10.30	10.08	15.51	11.06
Reversión monetaria de EE. UU. (2013)	251	10.19	10.81	11.78	15.29	10.08
Petróleo y devaluación del yuan (2014–2016)	752	12.10	13.57	13.02	15.81	11.89
Renegociación comercial (2017–2019)	747	10.62	10.72	12.03	12.55	10.40
Pandemia (2020–2021)	499	15.72	14.86	14.21	16.79	14.78
Ciclo restrictivo y crisis del gilt (2022–2023)	499	10.59	10.03	11.10	13.95	10.93
Carry trade y reformas (2024–2026)	657	10.96	10.37	10.16	13.89	10.82

Nota: desviación estándar del rendimiento diario por la raíz de 252, en por ciento. Las columnas son los cruces MXN/divisa. El último episodio termina el 14 de agosto de 2026.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.10. Ocho mayores movimientos absolutos de cada cruce, 1999-2026.

Cruce	Orden	Fecha	Rendimiento (%)
MXN/USD	1	2008-10-08	8.114
	2	2016-11-09	7.014
	3	2008-10-09	-5.960
	4	2020-03-26	-5.325
	5	2020-03-12	5.151
	6	2008-10-06	5.070
	7	1999-01-13	4.832
	8	2008-10-10	4.747
MXN/EUR	1	2008-10-08	8.341
	2	2016-11-09	6.268
	3	2008-10-09	-6.209
	4	1999-01-13	6.122
	5	2020-03-23	5.208
	6	2009-01-05	-4.586
	7	2020-03-09	4.563
	8	2008-10-07	4.498
MXN/GBP	1	2016-11-09	7.835

Cruce	Orden	Fecha	Rendimiento (%)
MXN/JPY	2	2008-10-08	6.498
	3	2008-10-09	-6.452
	4	1999-01-13	5.960
	5	2016-06-24	-5.190
	6	2009-01-20	-5.035
	7	2008-10-07	4.672
	8	2020-03-09	4.364
	1	2008-10-08	10.658
MXN/CNY	2	2008-10-06	9.418
	3	2016-11-09	7.148
	4	2008-10-14	-7.082
	5	2008-10-09	-6.898
	6	2016-06-24	6.477
	7	2020-03-09	6.360
	8	2008-10-10	5.976
	1	2008-10-08	8.114
	2	2016-11-09	7.119
	3	2008-10-09	-6.005
	4	2008-10-06	5.086
	5	1999-01-13	4.833
	6	2020-03-26	-4.775
	7	2020-03-23	4.551
	8	2008-10-10	4.520

Nota: ordenados por valor absoluto. Un rendimiento positivo es una depreciación del peso.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

A.4 Distribución y colas

Cuadro A.11. Pruebas de normalidad de los rendimientos.

Serie	Jarque y Bera	Anderson y Darling	Lilliefors
MXN/USD	29 100.9	81.75	0.0726
MXN/EUR	10 896.7	49.16	0.0556
MXN/GBP	10 752.3	35.73	0.0491
MXN/JPY	17 390.8	60.75	0.0626
MXN/CNY	29 652.2	78.30	0.0676
USD/EUR	1 852.5	34.05	0.0485
USD/GBP	28 015.5	36.09	0.0447
JPY/USD	5 174.9	50.12	0.0576
CNY/USD	70 641.4	493.61	0.1752

Nota: estadísticos de prueba; hipótesis nula de normalidad. Los valores p fueron menores que 0.001 en las tres pruebas y en las nueve series.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.12. Índice de cola de Hill por cola y fracción de observaciones extremas.

Serie	Derecha 5% (EE)	Derecha 10%	Izquierda 5% (EE)	Izquierda 10%
MXN/USD	2.713 (0.146)	2.230	2.841 (0.153)	2.438
MXN/EUR	2.865 (0.154)	2.397	3.301 (0.177)	2.764
MXN/GBP	3.106 (0.167)	2.488	3.342 (0.180)	2.641
MXN/JPY	2.692 (0.145)	2.202	3.368 (0.181)	2.730
MXN/CNY	2.628 (0.141)	2.302	2.803 (0.151)	2.495
USD/EUR	3.427 (0.184)	2.643	3.455 (0.186)	2.491
USD/GBP	3.344 (0.180)	2.747	3.206 (0.172)	2.503
JPY/USD	3.131 (0.168)	2.668	2.836 (0.152)	2.350
CNY/USD	1.973 (0.106)	1.449	2.061 (0.111)	1.648

Nota: cola derecha, depreciaciones de los cruces; izquierda, apreciaciones. Error estándar asintótico igual al índice dividido entre la raíz del número de estadísticos de orden. Un índice inferior a 4 es incompatible con un cuarto momento finito.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.13. Ajuste de distribuciones incondicionales a los rendimientos estandarizados.

Cruce	Distribución	k	Log-verosimilitud	BIC	v	ξ	Δ BIC
MXN/USD	Normal	2	-9 825.6	19 669.0	—	—	1 460.03
	t de Student	3	-9 107.7	18 241.9	3.530	—	32.96
	t sesgada	4	-9 086.8	18 209.0	3.563	1.112	0.00
	GED	3	-9 181.6	18 389.7	1.044	—	180.77
	GED sesgada	4	-9 159.2	18 353.8	1.054	1.100	144.89
MXN/EUR	Normal	2	-9 825.6	19 669.0	—	—	900.14
	t de Student	3	-9 379.2	18 784.9	4.235	—	16.02
	t sesgada	4	-9 366.7	18 768.8	4.278	1.084	0.00
	GED	3	-9 424.5	18 875.5	1.153	—	106.63
	GED sesgada	4	-9 403.2	18 841.8	1.155	1.102	72.94
MXN/GBP	Normal	2	-9 825.6	19 669.0	—	—	768.95
	t de Student	3	-9 437.3	18 901.0	4.857	—	1.01
	t sesgada	4	-9 432.3	18 900.0	4.887	1.054	0.00
	GED	3	-9 490.3	19 007.2	1.212	—	107.15
	GED sesgada	4	-9 483.2	19 001.8	1.216	1.058	101.75
MXN/JPY	Normal	2	-9 825.6	19 669.0	—	—	1 113.68
	t de Student	3	-9 280.2	18 586.9	3.979	—	31.60
	t sesgada	4	-9 260.0	18 555.3	4.049	1.110	0.00
	GED	3	-9 340.9	18 708.4	1.113	—	153.06
	GED sesgada	4	-9 314.3	18 663.9	1.127	1.109	108.62
MXN/CNY	Normal	2	-9 825.6	19 669.0	—	—	1 444.70
	t de Student	3	-9 113.8	18 254.0	3.638	—	29.75
	t sesgada	4	-9 094.5	18 224.3	3.670	1.108	0.00
	GED	3	-9 197.5	18 421.5	1.057	—	197.24
	GED sesgada	4	-9 174.8	18 385.0	1.065	1.100	160.73

Nota: máxima verosimilitud con optimización acotada ($v > 2$ en la familia t). k, número de parámetros; v, forma; ξ , asimetría; Δ BIC, distancia al menor BIC del cruce (0 para la t sesgada en los cinco cruces). Las cinco distribuciones convergieron en todos los cruces.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

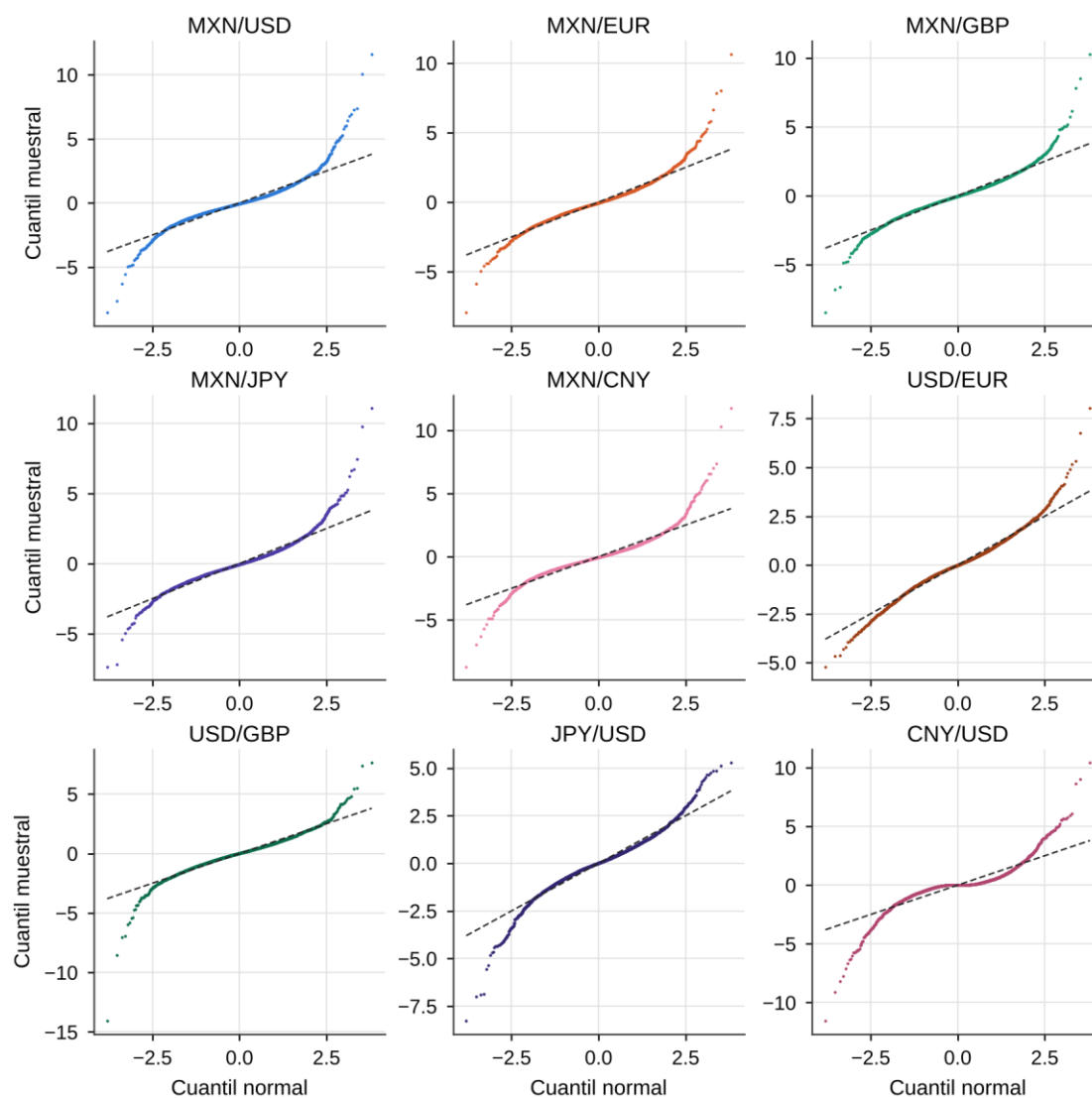


Figura A.3. Gráficos cuantil-cuantil de los rendimientos estandarizados frente a la distribución normal.

Nota: la línea discontinua es la recta de 45 grados.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

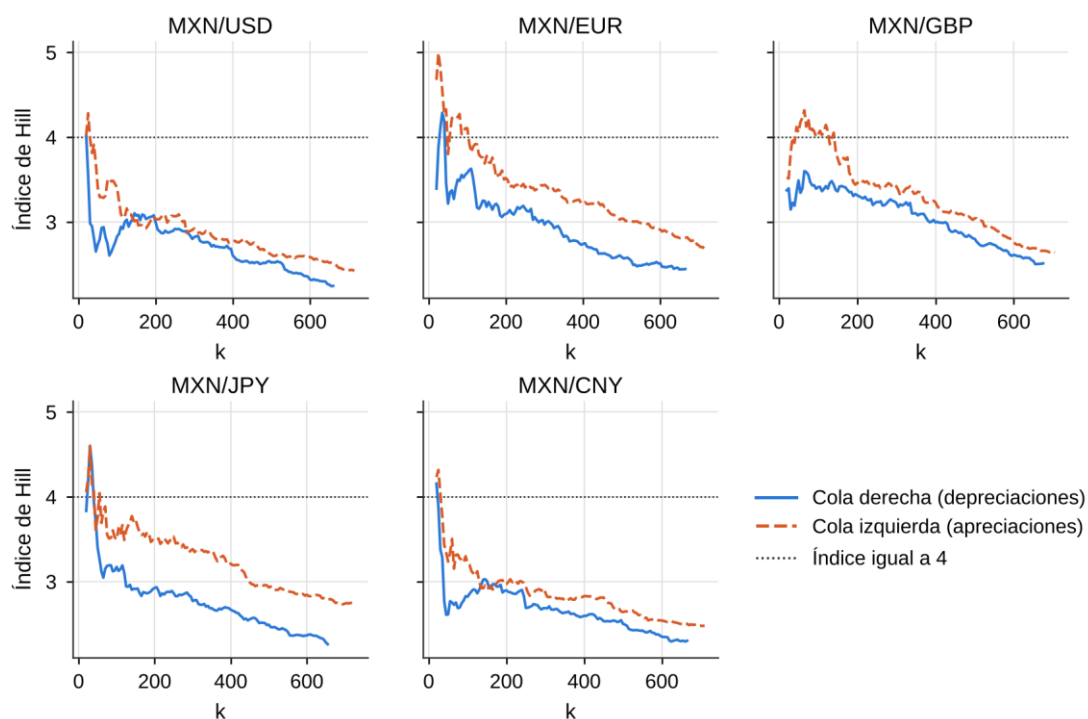


Figura A.4. Perfiles del índice de Hill según el número de estadísticos de orden.

Nota: k, número de observaciones extremas empleadas en la estimación de cada cola.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

A.5 Dependencia en la media

Cuadro A.14. Valores p de las pruebas de autocorrelación de los rendimientos.

Serie	LB (5)	LB (10)	LB (20)	Robusta (5)	Robusta (10)	Robusta (20)
MXN/USD	0.160	0.002	< 0.001	0.873	0.506	0.522
MXN/EUR	0.024	0.022	0.016	0.401	0.449	0.495
MXN/GBP	0.046	0.160	0.155	0.431	0.746	0.787
MXN/JPY	0.042	0.026	< 0.001	0.635	0.714	0.538
MXN/CNY	0.392	0.073	0.053	0.954	0.821	0.900
USD/EUR	0.097	0.077	0.262	0.279	0.328	0.720
USD/GBP	0.003	< 0.001	< 0.001	0.206	0.009	0.088
JPY/USD	0.211	0.407	0.047	0.466	0.731	0.309
CNY/USD	< 0.001	< 0.001	< 0.001	0.060	0.151	0.009

Nota: LB, prueba de Ljung y Box; robusta, su versión robusta a heterocedasticidad condicional. Entre paréntesis, número de rezagos. Hipótesis nula de ausencia de autocorrelación.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.15. Razón de varianzas y magnitud de la autocorrelación de primer orden.

Serie	Razón de varianzas	p	ρ_1	R ² de un AR(1)
MXN/USD	1.139	0.333	0.0149	0.00022
MXN/EUR	1.523	0.227	0.0231	0.00053
MXN/GBP	0.997	0.393	0.0170	0.00029
MXN/JPY	0.072	0.853	0.0027	0.00001
MXN/CNY	1.104	0.387	0.0156	0.00024
USD/EUR	0.689	0.337	0.0117	0.00014
USD/GBP	1.313	0.250	0.0209	0.00044
JPY/USD	-1.197	0.147	-0.0178	0.00032
CNY/USD	-2.148	0.143	-0.0337	0.00114

Nota: prueba automática de razón de varianzas con remuestreo salvaje de 300 réplicas; hipótesis nula de diferencia de martingala. Error estándar de ρ_1 bajo la nula, 0.0120.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.16. Selección del orden ARMA por el criterio de información bayesiano.

Serie	Orden elegido	BIC	Órdenes válidos	Cancelación	Raíz unitaria
MXN/USD	(0,0)	14 679.2	8 de 9	1	0
MXN/EUR	(0,0)	16 271.4	6 de 9	3	1
MXN/GBP	(0,0)	15 894.6	7 de 9	2	1
MXN/JPY	(0,0)	19 132.5	7 de 9	2	0
MXN/CNY	(0,0)	14 538.8	6 de 9	3	0
USD/EUR	(0,0)	12 008.5	6 de 9	3	0
USD/GBP	(0,0)	12 118.2	6 de 9	3	1
JPY/USD	(0,0)	13 271.9	5 de 9	4	1
CNY/USD	(0,0)	-4 538.3	6 de 9	3	0

Nota: órdenes p y q de 0 a 2. Las dos últimas columnas cuentan los órdenes excluidos por cancelación entre raíces autorregresivas y de medias móviles (distancia menor que 0.10) y por una raíz de módulo no mayor que 1.01; un orden puede presentar ambas causas. Los residuos de la ecuación de media elegida no tuvieron valores no finitos.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

A.6 Heterocedasticidad condicional

Cuadro A.17. Dependencia de los residuos al cuadrado de la ecuación de media.

Serie	Q (10)	Q (20)
MXN/USD	3 814.1	4 497.4
MXN/EUR	1 849.4	2 316.8
MXN/GBP	1 652.1	2 006.5
MXN/JPY	3 789.3	5 043.5
MXN/CNY	3 666.1	4 283.8
USD/EUR	833.7	1 641.3
USD/GBP	836.9	1 207.2
JPY/USD	373.9	799.5
CNY/USD	949.4	1 647.0

Nota: Q, estadístico de Ljung y Box sobre los residuos al cuadrado con 10 y 20 rezagos. La prueba ARCH-LM con 1, 5, 10 y 20 rezagos tuvo valores p menores que 0.001 en las nueve series.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

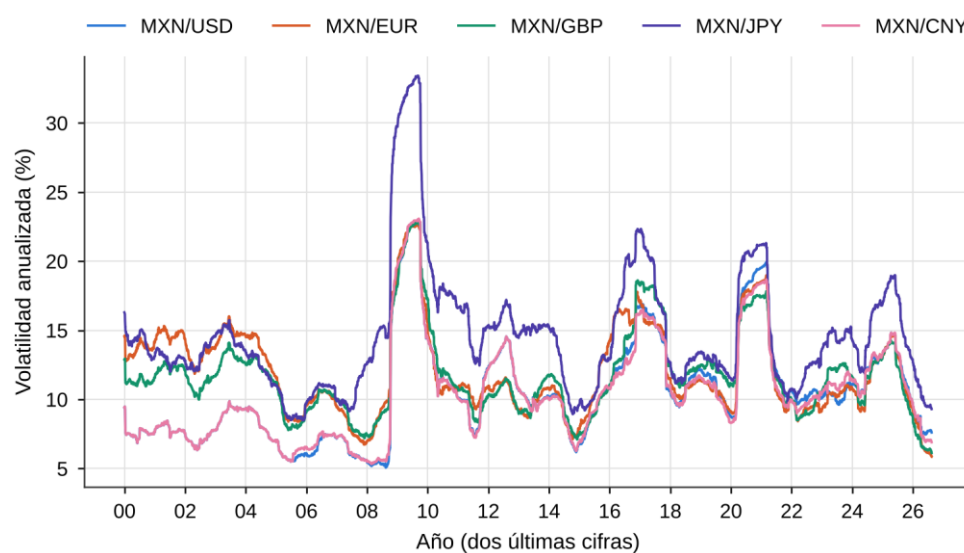


Figura A.5. Volatilidad móvil anualizada de los cruces, ventana de 250 días.

Nota: desviación estándar de los últimos 250 rendimientos por la raíz de 252, en por ciento; la primera ventana termina el 30 de diciembre de 1999.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

A.7 Cambios estructurales en la varianza

Cuadro A.18. Número de cambios de varianza detectados por el algoritmo ICSS.

Serie	Sin corrección	Corrección κ_1	Corrección κ_2
MXN/USD	32	26	3
MXN/EUR	33	16	3
MXN/GBP	32	26	0
MXN/JPY	39	20	4
MXN/CNY	29	23	3
USD/EUR	23	18	14
USD/GBP	29	8	3
JPY/USD	22	10	9
CNY/USD	38	13	8

Nota: algoritmo iterativo de suma acumulada de cuadrados, sin corrección y con las correcciones κ_1 y κ_2 para colas pesadas y dependencia condicional. Valor crítico al 5% del supremo del puente browniano, 1.358.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.19. Fechas de cambio de varianza detectadas con la corrección κ_2 .

Cruce	Fecha	D.E. previa	D.E. posterior
MXN/USD	2004-03-19	0.533	0.385
	2008-09-09	0.385	1.725
	2009-05-04	1.725	0.737
MXN/EUR	2004-04-08	0.910	0.575
	2008-09-11	0.575	1.596
	2009-06-15	1.596	0.731
MXN/GBP	Ninguna	—	—
MXN/JPY	2003-11-13	0.897	0.636
	2007-07-19	0.636	0.907
	2008-02-28	0.907	1.591
	2010-07-16	1.591	0.920
MXN/CNY	2004-03-19	0.533	0.400
	2008-09-16	0.400	1.755
	2009-05-04	1.755	0.724

Nota: desviación estándar diaria del tramo anterior y posterior, en por ciento.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.20. Fechas de cambio estructural en la varianza según Bai y Perron, con intervalo de confianza de 95%.

Cruce	Quiebre	Intervalo de 95%	D.E. previa	D.E. posterior	Razón
MXN/USD	2004-03-31	2001-12-03 a 2006-07-24	0.533	0.383	0.719
	2008-08-27	2008-06-23 a 2008-11-03	0.383	0.959	2.504
	2012-08-07	2012-03-09 a 2013-01-09	0.959	0.559	0.583
	2015-07-29	2015-01-27 a 2016-02-03	0.559	0.878	1.572
	2021-03-11	2019-12-03 a 2022-06-10	0.878	0.670	0.762
MXN/EUR	2004-04-08	2003-12-26 a 2004-07-20	0.910	0.557	0.612
	2008-02-26	2007-11-08 a 2008-06-09	0.557	1.013	1.820
	2010-11-30	2010-07-08 a 2011-04-22	1.013	0.619	0.611

Cruce	Quiebre	Intervalo de 95%	D.E. previa	D.E. posterior	Razón
MXN/GBP	2015-04-28	2014-08-21 a 2015-12-30	0.619	0.892	1.441
	2021-03-18	2020-08-12 a 2021-10-13	0.892	0.631	0.707
	2004-06-01	2003-10-03 a 2005-01-25	0.779	0.552	0.708
	2008-02-26	2007-12-07 a 2008-05-09	0.552	1.024	1.856
	2010-11-24	2010-08-17 a 2011-03-07	1.024	0.612	0.597
	2015-07-29	2015-02-18 a 2016-01-12	0.612	0.912	1.492
MXN/JPY	2021-03-11	2020-08-14 a 2021-09-24	0.912	0.651	0.714
	2004-05-19	2003-07-03 a 2005-04-04	0.886	0.611	0.690
	2007-07-19	2007-06-05 a 2007-08-31	0.611	1.476	2.417
	2010-07-16	2010-04-21 a 2010-10-12	1.476	0.844	0.572
	2015-08-18	2013-07-15 a 2017-09-21	0.844	1.074	1.272
	2020-07-27	2018-12-14 a 2022-03-10	1.074	0.841	0.783
MXN/CNY	2004-03-31	2001-07-11 a 2006-12-12	0.533	0.394	0.740
	2008-08-25	2008-06-18 a 2008-10-31	0.394	0.959	2.432
	2012-08-07	2012-03-07 a 2013-01-11	0.959	0.562	0.586
	2015-07-29	2014-11-26 a 2016-03-30	0.562	0.845	1.505
	2021-03-18	2019-07-08 a 2022-11-22	0.845	0.668	0.791

Nota: regresión del valor absoluto del residuo de la media sobre una constante, recorte mínimo de 10% y hasta cinco quiebres. D.E. diaria en por ciento; razón, D.E. posterior entre previa.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.21. Criterios de información para el número de quiebres de Bai y Perron.

Cruce	Criterio	m = 0	m = 1	m = 2	m = 3	m = 4	m = 5	Elegido
MXN/USD	BIC	10 126	9 883	9 855	9 825	9 793	9 787	5
	LWZ	-1.374	-1.403	-1.401	-1.399	-1.397	-1.392	1
MXN/EUR	BIC	11 198	11 113	11 090	11 043	11 029	10 980	5
	LWZ	-1.219	-1.225	-1.222	-1.223	-1.219	-1.220	1
MXN/GBP	BIC	10 648	10 632	10 590	10 561	10 511	10 469	5
	LWZ	-1.298	-1.295	-1.295	-1.293	-1.294	-1.294	0
MXN/JPY	BIC	14 247	14 220	14 055	14 033	14 035	14 029	5
	LWZ	-0.779	-0.777	-0.794	-0.791	-0.785	-0.780	2
MXN/CNY	BIC	9 955	9 737	9 703	9 683	9 664	9 661	5
	LWZ	-1.398	-1.424	-1.423	-1.419	-1.416	-1.410	1

Nota: m, número de quiebres; el número elegido minimiza cada criterio. LWZ, criterio de Liu, Wu y Zidek. Los cuadros y la figura de esta sección usan las fechas de m = 5.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

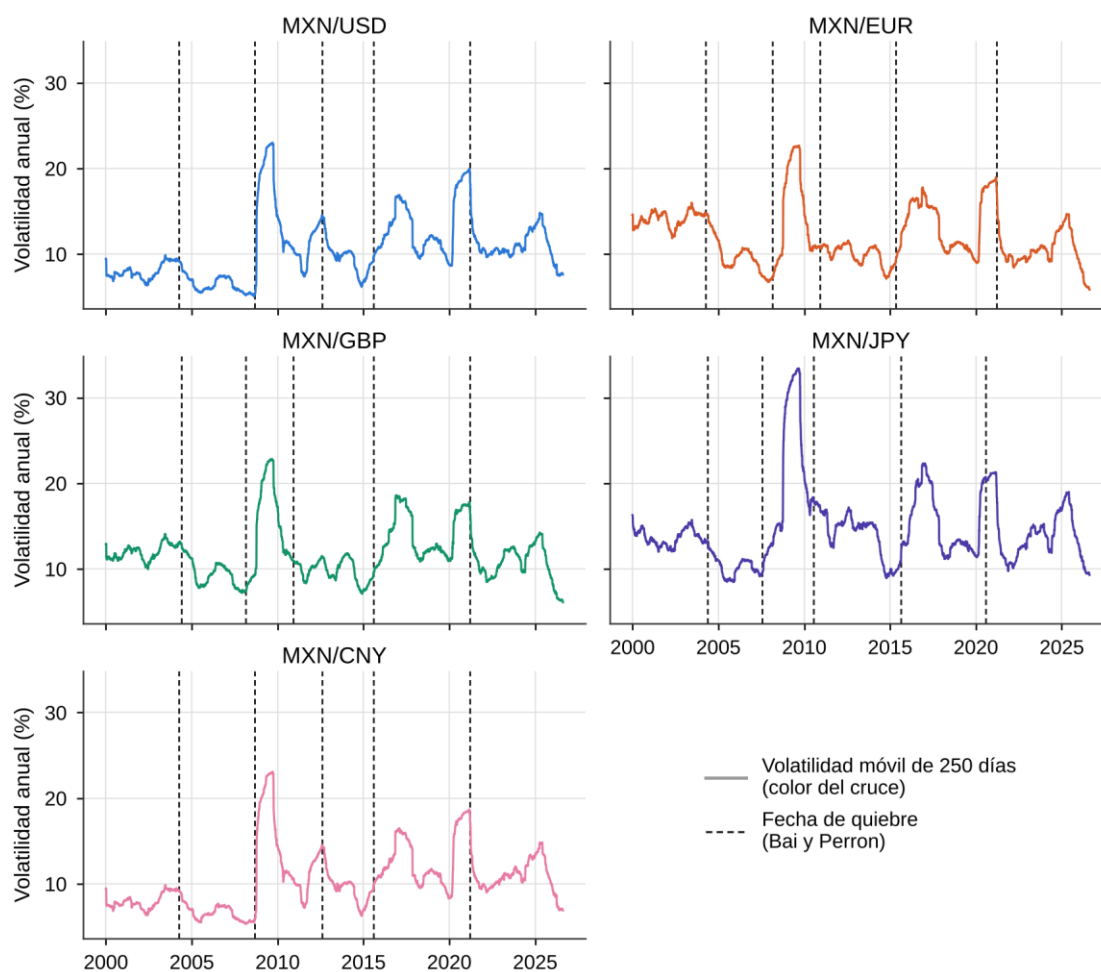


Figura A.6. Volatilidad móvil de cada cruce y fechas de quiebre de Bai y Perron.

Nota: volatilidad anualizada con ventana de 250 días; las líneas verticales son las cinco fechas del cuadro de quiebres de Bai y Perron.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

A.8 Memoria larga

Cuadro A.22. Estimación de Geweke y Porter-Hudak sobre el valor absoluto del residuo de la media.

Cruce	a	m	d	EE	t
MXN/USD	0.5	83	0.455	0.077	5.90
	0.6	201	0.443	0.048	9.32
	0.7	487	0.358	0.030	11.97
MXN/EUR	0.5	83	0.384	0.077	4.99
	0.6	201	0.351	0.048	7.38
	0.7	487	0.224	0.030	7.51
MXN/GBP	0.5	83	0.384	0.077	4.98
	0.6	201	0.360	0.048	7.58
	0.7	487	0.282	0.030	9.44
MXN/JPY	0.5	83	0.401	0.077	5.20
	0.6	201	0.410	0.048	8.63
	0.7	487	0.328	0.030	10.99
MXN/CNY	0.5	83	0.442	0.077	5.73
	0.6	201	0.420	0.048	8.85
	0.7	487	0.335	0.030	11.22

Nota: ancho de banda $m = n$ elevado a la a . Hipótesis nula $d = 0$; los quince valores p fueron menores que 0.001. EE asintótico.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.23. Memoria larga antes y después de ajustar por los regímenes de varianza.

Cruce	d sin ajuste	d ajustado	Reducción (%)	V de Lo	q	V ajustado
MXN/USD	0.443	0.326	26.3	4.146	15	2.208
MXN/EUR	0.351	0.279	20.4	2.262	13	1.699
MXN/GBP	0.360	0.253	29.8	2.244	13	1.518
MXN/JPY	0.410	0.261	36.3	2.845	12	1.692
MXN/CNY	0.420	0.307	27.0	4.061	15	2.142

Nota: d de Geweke y Porter-Hudak con $a = 0.6$; t de 5.32 a 6.87 tras el ajuste. El ajuste resta la media de cada régimen de Bai y Perron. V , estadístico R/S modificado de Lo con ancho q elegido por el criterio automático de Andrews; región de no rechazo de memoria corta al 5%, [0.809, 1.862].

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

A.9 Asimetría y dependencia no lineal

Cuadro A.24. Pruebas de sesgo de signo y de tamaño de Engle y Ng.

Cruce	Signo (p)	Tamaño negativo (p)	Tamaño positivo (p)	Conjunta (p)
MXN/USD	0.969 (0.333)	1.700 (0.089)	2.246 (0.025)	24.32 (< 0.001)
MXN/EUR	1.513 (0.130)	1.396 (0.163)	5.582 (< 0.001)	41.24 (< 0.001)
MXN/GBP	1.198 (0.231)	0.323 (0.747)	4.793 (< 0.001)	25.38 (< 0.001)
MXN/JPY	1.466 (0.143)	0.717 (0.473)	1.607 (0.108)	17.14 (< 0.001)
MXN/CNY	0.495 (0.621)	2.095 (0.036)	3.284 (0.001)	24.10 (< 0.001)

Nota: estadístico t (valor p) de cada término y estadístico ji cuadrada con tres grados de libertad de la prueba conjunta, sobre un filtro auxiliar GARCH(1,1) con innovaciones t, que convergió en los cinco cruces. En la orientación de los cruces, el tamaño positivo corresponde a depreciaciones.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.25. Valores p de la prueba BDS sobre los rendimientos y sobre los residuos del filtro auxiliar.

Cruce	Rendimientos m = 2	Rendimientos m = 3	Residuos m = 2	Residuos m = 3
MXN/USD	< 0.001	< 0.001	0.015	0.002
MXN/EUR	< 0.001	< 0.001	0.018	0.008
MXN/GBP	< 0.001	< 0.001	0.047	0.005
MXN/JPY	< 0.001	< 0.001	0.133	0.003
MXN/CNY	< 0.001	< 0.001	0.014	0.003

Nota: hipótesis nula de independencia e idéntica distribución; distribución asintótica de referencia, radio igual a una desviación estándar y dimensiones de inmersión m de 2 y 3. Residuos estandarizados del filtro GARCH(1,1) auxiliar.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

A.10 Estructura conjunta de los cruces

Cuadro A.26. Descomposición exacta de la varianza de cada cruce.

Cruce	Correlación	% MXN/USD	% componente	% covarianza	R ² con MXN/USD
MXN/EUR	-0.256	79.46	54.03	-33.49	0.495
MXN/GBP	-0.300	83.90	57.97	-41.87	0.473
MXN/JPY	-0.048	52.57	42.90	4.53	0.572
MXN/CNY	0.165	102.05	6.36	-8.41	0.938

Nota: la varianza del cruce se descompuso en la de MXN/USD, la del componente externo y el doble de su covarianza; las tres participaciones suman 100%. Componente, cotización de la divisa frente al dólar (USD/EUR, USD/GBP, JPY/USD y CNY/USD); correlación entre MXN/USD y ese componente.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.27. Correlaciones de Pearson (sobre la diagonal) y de Spearman (bajo la diagonal) entre los cruces.

Cruce	MXN/USD	MXN/EUR	MXN/GBP	MXN/JPY	MXN/CNY
MXN/USD	1	0.704	0.687	0.756	0.969
MXN/EUR	0.639	1	0.803	0.691	0.713
MXN/GBP	0.638	0.764	1	0.625	0.700
MXN/JPY	0.696	0.651	0.605	1	0.755
MXN/CNY	0.957	0.651	0.650	0.693	1

Nota: cada serie tiene 6 925 rendimientos.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.28. Correlaciones de Pearson entre los componentes externos.

Componente	USD/EUR	USD/GBP	JPY/USD	CNY/USD
USD/EUR	1	0.647	-0.318	-0.215
USD/GBP	0.647	1	-0.195	-0.230
JPY/USD	-0.318	-0.195	1	0.127
CNY/USD	-0.215	-0.230	0.127	1

Nota: cada serie tiene 6 925 rendimientos.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.29. Condicionamiento de la matriz de correlaciones de los rendimientos por panel.

Divisas del panel	Cruces	Valor propio mínimo	Valor propio máximo	Número de condición	Raíz
USD, EUR, JPY	3	0.24301	2.434	10.02	3.16
USD, EUR, JPY, GBP	4	0.18477	3.133	16.96	4.12
USD, EUR, JPY, CNY	4	0.03130	3.301	105.45	10.27
USD, EUR, JPY, GBP, CNY	5	0.03123	3.966	127.02	11.27

Nota: cruces MXN/divisa. Número de condición, cociente entre el mayor y el menor valor propio; raíz, su raíz cuadrada.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.30. Coeficientes de dependencia de cola con MXN/USD e intervalos de 95%.

Par	λ superior	Intervalo	λ inferior	Intervalo
MXN/USD–MXN/EUR	0.497	[0.455, 0.543]	0.427	[0.384, 0.469]
MXN/USD–MXN/GBP	0.477	[0.439, 0.531]	0.442	[0.406, 0.501]
MXN/USD–MXN/JPY	0.552	[0.511, 0.602]	0.488	[0.442, 0.531]
MXN/USD–MXN/CNY	0.861	[0.822, 0.887]	0.843	[0.809, 0.871]

Nota: estimación no paramétrica en el cuantil 0.95; intervalos percentiles con 500 réplicas de remuestreo. λ superior, depreciaciones conjuntas; λ inferior, apreciaciones conjuntas.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.31. Prueba de correlación condicional constante de Engle y Sheppard en los cinco cruces.

Implementación	Rezagos	Estadístico	gl	p
Implementación propia	2	41.44	2	< 0.001
Implementación propia	5	81.97	5	< 0.001
Implementación propia	10	107.13	10	< 0.001
Implementación de referencia	—	367.73	—	< 0.001

Nota: hipótesis nula de matriz de correlaciones condicionales constante. La implementación de referencia (DCCtest de rmgarch, un rezago) difiere en la selección de rezagos y en la estandarización de los residuos, por lo que su estadístico no es comparable con los de la implementación propia. gl, grados de libertad.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

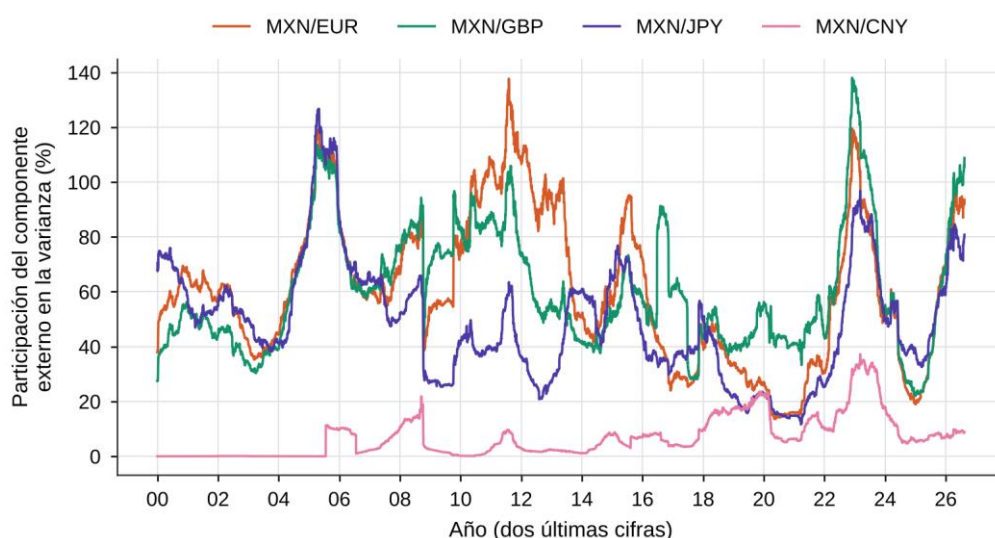


Figura A.7. Participación del componente externo en la varianza de cada cruce, ventana móvil de 250 días.

Nota: varianza del componente externo entre varianza del cruce en cada ventana, en por ciento; puede superar 100% cuando la covarianza con MXN/USD es negativa.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

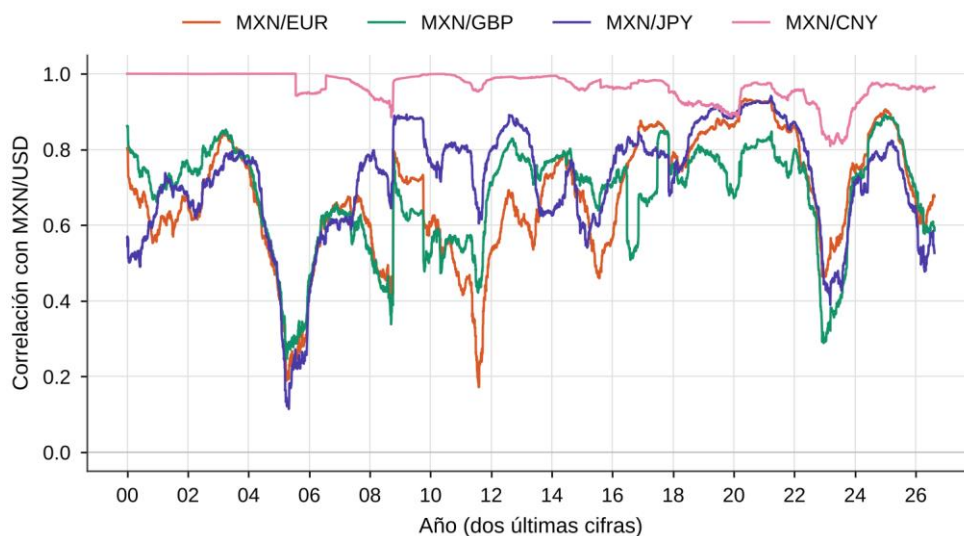


Figura A.8. Correlación de cada cruce con MXN/USD, ventana móvil de 250 días.

Nota: correlación de Pearson de los rendimientos diarios.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

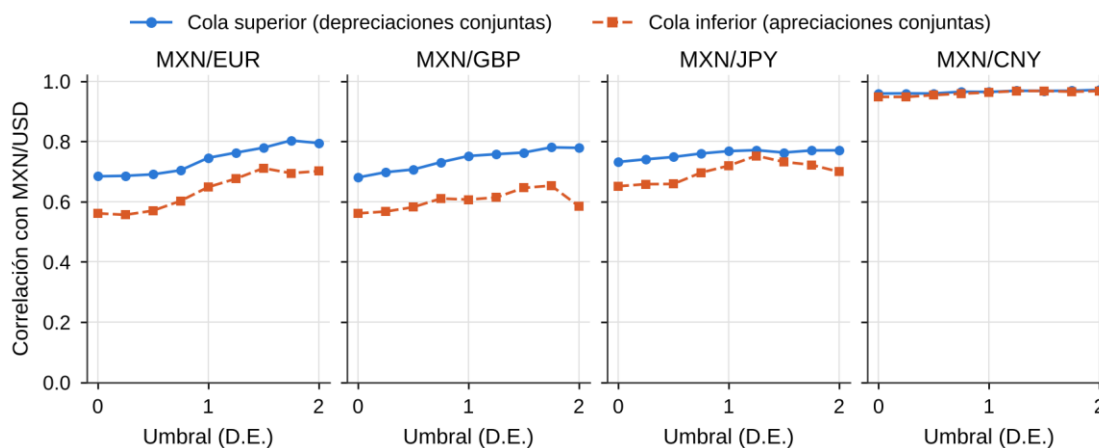


Figura A.9. Correlaciones de excedencia de cada cruce con MXN/USD por umbral y cola.

Nota: correlación de los rendimientos estandarizados cuando ambos superan el umbral (cola superior) o quedan por debajo de su negativo (cola inferior); umbrales de 0 a 2 desviaciones estándar, con un mínimo de 15 pares.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

A.11 El yuan

Las cotizaciones del yuan se examinaron por separado porque el componente CNY/USD concentró los rendimientos nulos del panel (Cuadro A.2). Los resultados de esta sección se refieren a ese componente y a la composición del panel de cruces.

Cuadro A.32. Componente externo del yuan (CNY/USD) por régimen cambiario.

Periodo	n	D.E. (%)	Días con r = 0	Proporción (%)	Racha máxima
Hasta el 20 de julio de 2005	1 647	0.0072	584	35.46	152
21 de julio de 2005 a 10 de agosto de 2015	2 527	0.1178	146	5.78	6
Desde el 11 de agosto de 2015	2 751	0.2519	168	6.11	5

Nota: partición descriptiva en el tipo de cambio fijo, la flotación administrada posterior a julio de 2005 y el periodo posterior al ajuste de agosto de 2015. D.E. diaria del rendimiento.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.33. Segmentación endógena de la varianza del componente CNY/USD según Bai y Perron.

Segmento	n	D.E. (%)	D.E. anual (%)	Rendimientos nulos (%)
1999-01-05 a 2006-07-19	1 897	0.0495	0.79	31.63
2006-07-20 a 2008-12-31	619	0.1479	2.35	3.88
2009-01-02 a 2015-08-10	1 658	0.1008	1.60	6.39
2015-08-11 a 2017-12-19	591	0.2158	3.43	8.63
2017-12-20 a 2023-09-13	1 430	0.2947	4.68	5.31
2023-09-14 a 2026-08-14	730	0.1767	2.80	5.62

Nota: valor absoluto del rendimiento sobre una constante, recorte mínimo de 8% y hasta cinco quiebres. Con la corrección κ_2 , el algoritmo ICSS detectó 8 cambios de varianza en CNY/USD (Cuadro A.18).

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

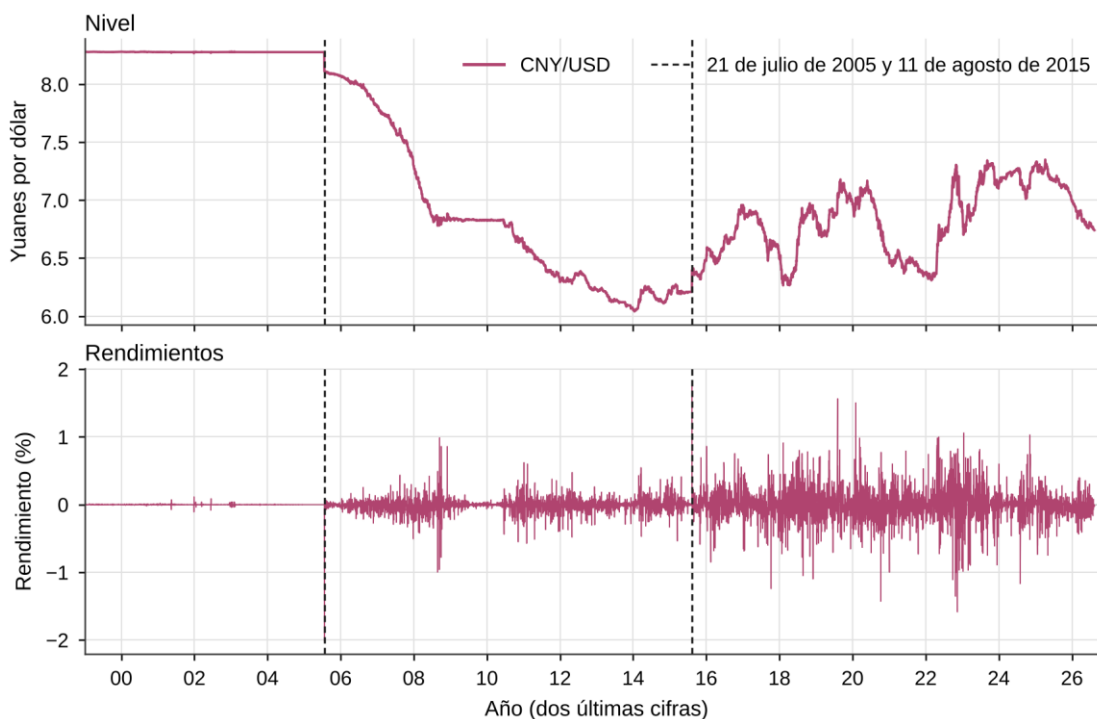


Figura A.10. Componente externo del yuan (CNY/USD): nivel y rendimientos, 1999-2026.

Nota: las líneas verticales señalan el 21 de julio de 2005 y el 11 de agosto de 2015, fechas de la partición por régimen cambiario.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.34. Criterios para la composición del panel de cruces.

Cruce	Aporte externo (%)	R ² con MXN/USD	Nulos del componente (%)	Condición sin el cruce	Deterioro atribuido
MXN/EUR	54.03	0.495	0.91	104.25	1.22
MXN/GBP	57.97	0.473	0.69	105.45	1.20
MXN/JPY	42.90	0.572	0.84	105.28	1.21
MXN/CNY	6.36	0.938	12.97	16.96	7.49

Nota: umbrales fijados antes de calcular los criterios: aporte externo de al menos 20%, R² de a lo sumo 0.80 y rendimientos nulos del componente de a lo sumo 5%. Aporte externo, varianza del componente entre varianza del cruce. Condición sin el cruce, número de condición del panel de cinco cruces sin esa fila; deterioro atribuido, 127.02 entre ese valor. El MXN/CNY no cumplió ninguno de los tres umbrales.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro A.35. Número de condición del panel antes y después de aplicar los criterios.

Panel	Cruces	Número de condición	No mayor que 30
MXN/USD, MXN/EUR, MXN/GBP, MXN/JPY, MXN/CNY	5	127.02	No
MXN/USD, MXN/EUR, MXN/GBP, MXN/JPY	4	16.96	Sí

Nota: el panel de cuatro cruces fue el que se empleó en los sistemas del segundo y del tercer artículo.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

APÉNDICE B: Especificaciones, selección y riesgo de cola

Se presentan los ajustes dentro de muestra, los diagnósticos, la comparación fuera de muestra y los retrocontrastes de los cinco cruces. La muestra de estimación inicial abarcó de enero de 1999 a diciembre de 2019 (5 270 rendimientos; MXN/CNY, 3 622 desde el 22 de julio de 2005) y la evaluación, del 2 de enero de 2020 al 14 de agosto de 2026 (1 655 pronósticos por cruce). Las columnas USD, EUR, GBP, JPY y CNY corresponden a los cruces MXN/divisa y, en los cuadros de parámetros, el error estándar aparece entre paréntesis bajo cada estimación. En los cuadros con varias especificaciones por cruce, GARCH, GJR, EGARCH, APARCH, FIGARCH, FIAPARCH y FIEGARCH designan GARCH(1,1), GJR-GARCH(1,1), EGARCH(1,1), APARCH(1,1), FIGARCH(1,d,1), FIAPARCH(1,d,1) y FIEGARCH(1,d,1); MS (k), el MS-GARCH de k estados.

B.1 Línea base simétrica

Cuadro B.1. Parámetros de GARCH(1,1) con innovación t sesgada en la muestra de estimación inicial.

Parámetro	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
μ	-0.0023 (0.0069)	0.0057 (0.0095)	0.0071 (0.0091)	-0.0015 (0.0112)	0.0125 (0.0088)
ω	0.0048 (0.0017)	0.0042 (0.0013)	0.0052 (0.0017)	0.0111 (0.0095)	0.0035 (0.0016)
α_1	0.0851 (0.0163)	0.0448 (0.0072)	0.0427 (0.0086)	0.0606 (0.0305)	0.0672 (0.0179)
β_1	0.9040 (0.0184)	0.9485 (0.0072)	0.9481 (0.0093)	0.9264 (0.0400)	0.9263 (0.0183)
ξ	1.1450 (0.0239)	1.0807 (0.0209)	1.0432 (0.0192)	1.1236 (0.0217)	1.1539 (0.0278)
ν	8.3358 (0.9488)	8.3889 (1.0032)	8.6234 (1.1077)	8.4071 (0.9311)	7.5740 (0.9844)

Nota: error estándar robusto, en la orientación original de los rendimientos. ξ , asimetría de la t sesgada ($\xi > 1$ alarga la cola de las depreciaciones); ν , grados de libertad.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.2. Criterios de información y persistencia de las especificaciones simétricas.

Cruce	Especificación	AIC	BIC	HQ	$10^3\Delta\text{BIC}$	Persistencia	v
MXN/USD	GARCH(1,1)	1.6576	1.6651	1.6602	0.000	0.9890	8.336
	GARCH(1,2)	1.6580	1.6667	1.6610	1.586	0.9890	8.343
	GARCH(2,1)	1.6577	1.6664	1.6607	1.282	0.9876	8.382
	IGARCH(1,1)	1.6586	1.6648	1.6608	-0.286	1.0000	7.779
MXN/EUR	GARCH(1,1)	2.1770	2.1845	2.1796	0.000	0.9932	8.389
	GARCH(1,2)	2.1774	2.1861	2.1805	1.628	0.9932	8.390
	GARCH(2,1)	2.1762	2.1850	2.1793	0.464	0.9900	8.495
	IGARCH(1,1)	2.1781	2.1843	2.1802	-0.218	1.0000	7.812
MXN/GBP	GARCH(1,1)	2.1254	2.1328	2.1280	0.000	0.9908	8.623
	GARCH(1,2)	2.1257	2.1344	2.1288	1.605	0.9908	8.631
	GARCH(2,1)	2.1254	2.1341	2.1284	1.291	0.9884	8.681
	IGARCH(1,1)	2.1271	2.1333	2.1293	0.512	1.0000	7.937
MXN/JPY	GARCH(1,1)	2.5135	2.5210	2.5161	0.000	0.9870	8.407
	GARCH(1,2)	2.5138	2.5226	2.5169	1.566	0.9870	8.416
	GARCH(2,1)	2.5137	2.5224	2.5167	1.433	0.9858	8.412
	IGARCH(1,1)	2.5155	2.5217	2.5177	0.763	1.0000	7.645
MXN/CNY	GARCH(1,1)	1.8128	1.8231	1.8165	0.000	0.9935	7.574
	GARCH(1,2)	1.8119	1.8239	1.8162	0.808	0.9938	7.613
	GARCH(2,1)	1.8117	1.8237	1.8160	0.634	0.9930	7.613
	IGARCH(1,1)	1.8131	1.8216	1.8161	-1.460	1.0000	7.158

Nota: criterios por observación; $10^3\Delta\text{BIC}$, mil veces la diferencia de BIC respecto de GARCH(1,1) (un valor negativo favorece a la especificación). Persistencia, suma de los coeficientes ARCH y GARCH; en IGARCH(1,1) es igual a uno por construcción. HQ, criterio de Hannan y Quinn.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.3. Sensibilidad de GARCH(1,1) al inicio de la muestra de estimación.

Cruce	Ventana	n	α_1	β_1	Persistencia	Vida media	ARCH-LM (5)
MXN/USD	Completa	5 270	0.0851	0.9040	0.9890	62.9	< 0.001
	Desde julio de 2005	3 622	0.0737	0.9216	0.9953	147.2	< 0.001
MXN/EUR	Completa	5 270	0.0448	0.9485	0.9932	102.2	< 0.001
	Desde julio de 2005	3 622	0.0506	0.9400	0.9905	72.8	< 0.001
MXN/GBP	Completa	5 270	0.0427	0.9481	0.9908	75.0	< 0.001
	Desde julio de 2005	3 622	0.0437	0.9482	0.9919	85.0	< 0.001
MXN/JPY	Completa	5 270	0.0606	0.9264	0.9870	53.1	< 0.001
	Desde julio de 2005	3 622	0.0805	0.9063	0.9868	52.1	< 0.001

Nota: ventana completa desde el 5 de enero de 1999 y ventana desde el 22 de julio de 2005, inicio de la muestra de MXN/CNY; ambas terminan el 31 de diciembre de 2019. Vida media en días hábiles. ARCH-LM (5), valor p con cinco rezagos sobre los residuos estandarizados.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.4. Valores p de los diagnósticos de los residuos estandarizados de GARCH(1,1).

Cruce	ARCH-LM (5)	ARCH-LM (10)	ARCH-LM (20)	Robusta (5)	Robusta (10)	Robusta (20)
MXN/USD	< 0.001	0.004	0.009	0.001	0.003	0.036
MXN/EUR	< 0.001	< 0.001	< 0.001	< 0.001	0.001	0.007
MXN/GBP	< 0.001	< 0.001	0.007	0.502	0.231	0.463
MXN/JPY	< 0.001	< 0.001	< 0.001	0.077	0.172	0.598
MXN/CNY	0.001	0.003	0.032	0.290	0.558	0.682

Nota: ARCH-LM sobre los residuos estandarizados; robusta, prueba de autocorrelación robusta a heterocedasticidad sobre los mismos residuos. Entre paréntesis, número de rezagos.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

B.2 Especificaciones asimétricas

Cuadro B.5. Parámetros de GJR-GARCH(1,1) en la muestra de estimación inicial.

Parámetro	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
μ	-0.0048 (0.0070)	-0.0091 (0.0098)	-0.0105 (0.0094)	-0.0083 (0.0117)	-0.0184 (0.0090)
ω	0.0049 (0.0023)	0.0052 (0.0019)	0.0062 (0.0027)	0.0168 (0.0078)	0.0037 (0.0020)
α_1	0.0330 (0.0155)	0.0300 (0.0074)	0.0281 (0.0082)	0.0250 (0.0095)	0.0330 (0.0161)
β_1	0.9138 (0.0251)	0.9469 (0.0097)	0.9447 (0.0146)	0.9167 (0.0246)	0.9298 (0.0231)
γ_1	0.0781 (0.0177)	0.0276 (0.0112)	0.0317 (0.0140)	0.0725 (0.0239)	0.0575 (0.0189)
ξ	0.8691 (0.0186)	0.9243 (0.0181)	0.9560 (0.0178)	0.8856 (0.0167)	0.8610 (0.0209)
ν	8.6093 (0.9919)	8.4372 (0.9934)	8.8726 (1.1611)	8.6949 (0.9931)	7.7917 (1.0298)

Nota: error estándar robusto; estimación sobre la serie negada, de modo que una innovación negativa corresponde a una depreciación del peso; por ello $\xi < 1$ alarga la cola de las depreciaciones. γ_1 , término asociado a las innovaciones negativas.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.6. Parámetros de EGARCH(1,1) en la muestra de estimación inicial.

Parámetro	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
μ	-0.0068 (0.0070)	-0.0084 (0.0103)	-0.0117 (0.0082)	-0.0110 (0.0107)	-0.0213 (0.0087)
ω	-0.0175 (0.0020)	-0.0072 (0.0012)	-0.0087 (0.0013)	-0.0069 (0.0020)	-0.0096 (0.0020)
α_1	-0.0653 (0.0083)	-0.0289 (0.0075)	-0.0274 (0.0079)	-0.0619 (0.0092)	-0.0587 (0.0104)
β_1	0.9858 (0.0006)	0.9894 (0.0007)	0.9874 (0.0006)	0.9785 (0.0003)	0.9909 (0.0008)
γ_1	0.1347 (0.0186)	0.1030 (0.0159)	0.1049 (0.0164)	0.1409 (0.0151)	0.1191 (0.0244)
ξ	0.8654 (0.0187)	0.9256 (0.0181)	0.9554 (0.0177)	0.8862 (0.0165)	0.8555 (0.0211)
v	8.5618 (0.9472)	8.2557 (1.0023)	8.6433 (1.1098)	8.7755 (1.0091)	7.6847 (0.9975)

Nota: error estándar robusto; estimación sobre la serie negada, de modo que una innovación negativa corresponde a una depreciación del peso; por ello $\xi < 1$ alarga la cola de las depreciaciones. En EGARCH, α_1 es el término de signo y γ_1 el de magnitud; ω y β_1 corresponden a la ecuación del logaritmo de la varianza.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.7. Parámetros de APARCH(1,1) en la muestra de estimación inicial.

Parámetro	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
μ	-0.0066 (0.0129)	-0.0089 (0.0099)	-0.0113 (0.0094)	-0.0101 (0.0117)	-0.0211 (0.0090)
ω	0.0067 (0.0122)	0.0060 (0.0017)	0.0073 (0.0023)	0.0193 (0.0091)	0.0046 (0.0022)
α_1	0.0693 (0.1192)	0.0486 (0.0061)	0.0504 (0.0082)	0.0718 (0.0177)	0.0598 (0.0191)
β_1	0.9288 (0.1466)	0.9486 (0.0069)	0.9473 (0.0101)	0.9176 (0.0271)	0.9445 (0.0211)
γ_1	0.4510 (0.8446)	0.2199 (0.0730)	0.2435 (0.0710)	0.4268 (0.0845)	0.4780 (0.1998)
δ	1.2926 (1.1842)	1.5387 (0.2531)	1.3750 (0.2773)	1.3082 (0.2424)	1.1884 (0.3149)
ξ	0.8648 (0.0325)	0.9247 (0.0181)	0.9552 (0.0179)	0.8860 (0.0167)	0.8545 (0.0212)
v	8.5911 (0.9629)	8.3716 (0.9813)	8.7146 (1.1246)	8.7189 (0.9767)	7.6822 (1.0053)

Nota: error estándar robusto; estimación sobre la serie negada, de modo que una innovación negativa corresponde a una depreciación del peso; por ello $\xi < 1$ alarga la cola de las depreciaciones. γ_1 , asimetría; δ , potencia de la desviación estándar. En MXN/USD el diagnóstico del Hessiano no respaldó la inferencia sobre los parámetros.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.8. Ajuste y persistencia de las especificaciones asimétricas frente a GARCH(1,1).

Cruce	Modelo	Log L	Δ Log L	Δ AIC	Δ BIC	Persistencia	Vida media
MXN/USD	GJR	-4 339.2	22.67	-43.34	-36.77	0.9839	42.7
	EGARCH	-4 331.3	30.60	-59.20	-52.63	0.9858	48.4
	APARCH	-4 330.2	31.62	-59.25	-46.11	0.9869	52.6
MXN/EUR	GJR	-5 725.1	5.32	-8.63	-2.06	0.9903	71.0
	EGARCH	-5 721.7	8.73	-15.47	-8.90	0.9894	65.2
	APARCH	-5 722.6	7.87	-11.74	1.40	0.9908	74.7
MXN/GBP	GJR	-5 587.8	6.47	-10.94	-4.37	0.9884	59.2
	EGARCH	-5 582.4	11.87	-21.74	-15.17	0.9874	54.7
	APARCH	-5 582.7	11.57	-19.14	-6.01	0.9889	62.3
MXN/JPY	GJR	-6 597.5	19.64	-37.27	-30.70	0.9764	29.0
	EGARCH	-6 589.8	27.29	-52.58	-46.01	0.9785	31.9
	APARCH	-6 591.1	25.97	-47.94	-34.80	0.9778	30.9
MXN/CNY	GJR	-3 267.0	10.03	-18.05	-11.86	0.9900	69.1
	EGARCH	-3 260.2	16.76	-31.51	-25.32	0.9909	75.5
	APARCH	-3 259.2	17.75	-31.49	-19.10	0.9927	94.5

Nota: diferencias totales respecto de GARCH(1,1) sobre la misma muestra; un Δ AIC o Δ BIC negativo favorece a la especificación asimétrica. Persistencia en la escala de cada modelo (en EGARCH, coeficiente del logaritmo de la varianza); vida media en días hábiles.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.9. Razón de respuesta a innovaciones de igual magnitud orientadas como depreciación y apreciación.

Cruce	GJR reacción	GJR varianza	EGARCH	APARCH reacción	APARCH varianza
MXN/USD	3.368	1.296	1.298	3.512	1.314
MXN/EUR	1.921	1.103	1.123	1.990	1.119
MXN/GBP	2.127	1.119	1.116	1.980	1.124
MXN/JPY	3.902	1.280	1.281	3.297	1.309
MXN/CNY	2.743	1.215	1.265	3.445	1.268

Nota: innovaciones de dos desviaciones estándar, con lo demás constante. Reacción, cociente de los coeficientes que multiplican la innovación; varianza, cociente de las varianzas condicionales del día siguiente (en EGARCH ambas razones coinciden). Un valor mayor que uno indica una respuesta mayor a la depreciación.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.10. Diagnóstico de los residuos de la línea base y de las especificaciones asimétricas.

Cruce	Modelo	ARCH-LM	Robusta	p signo	p tamaño +	p tamaño –	p conjunta
MXN/USD	GARCH	3 de 3	3 de 3	0.517	0.005	0.293	< 0.001
	GJR	1 de 3	3 de 3	0.519	0.131	0.763	0.077
	EGARCH	3 de 3	2 de 3	0.750	0.001	0.994	0.004
	APARCH	3 de 3	3 de 3	0.846	0.003	0.869	0.008
MXN/EUR	GARCH	3 de 3	3 de 3	0.010	< 0.001	0.428	< 0.001
	GJR	3 de 3	3 de 3	0.012	< 0.001	0.529	< 0.001
	EGARCH	3 de 3	3 de 3	< 0.001	< 0.001	0.702	< 0.001
	APARCH	3 de 3	3 de 3	0.006	< 0.001	0.641	< 0.001
MXN/GBP	GARCH	3 de 3	0 de 3	0.141	< 0.001	0.378	< 0.001
	GJR	2 de 3	0 de 3	0.275	0.002	0.224	0.009
	EGARCH	3 de 3	0 de 3	0.061	< 0.001	0.163	< 0.001
	APARCH	3 de 3	0 de 3	0.118	< 0.001	0.211	< 0.001
MXN/JPY	GARCH	3 de 3	0 de 3	0.113	0.154	0.928	0.004
	GJR	3 de 3	0 de 3	0.109	0.996	0.735	0.234
	EGARCH	3 de 3	0 de 3	0.338	0.633	0.755	0.476
	APARCH	3 de 3	0 de 3	0.250	0.886	0.761	0.489
MXN/CNY	GARCH	3 de 3	0 de 3	0.358	0.004	0.194	0.007
	GJR	2 de 3	0 de 3	0.768	0.119	0.594	0.294
	EGARCH	3 de 3	0 de 3	0.257	0.003	0.898	0.025
	APARCH	3 de 3	0 de 3	0.255	0.003	0.810	0.027

Nota: ARCH-LM y robusta, número de rechazos al 5% entre los rezagos 5, 10 y 20. Valores p de las pruebas de sesgo de signo y de tamaño de Engle y Ng en la orientación original (tamaño +, depreciaciones).

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

B.3 Especificaciones de memoria larga

Cuadro B.11. Parámetro fraccional y decaimiento de los ponderadores en la muestra de estimación inicial.

Cruce	Modelo	d	EE	Intervalo de 95%	Rezagos (mitad)	Peso > 100 (%)
MXN/USD	FIGARCH	0.354	0.042	[0.273, 0.436]	6	9.5
	FIAPARCH	0.274	0.043	[0.190, 0.358]	9	13.2
	FIEGARCH	0.499	0.048	—	—	—
MXN/EUR	FIGARCH	0.369	0.054	[0.264, 0.474]	11	12.0
	FIAPARCH	0.364	0.063	[0.240, 0.487]	10	11.9
	FIEGARCH	0.499	0.078	—	—	—
MXN/GBP	FIGARCH	0.338	0.062	[0.217, 0.460]	10	12.6
	FIAPARCH	0.411	0.066	[0.281, 0.540]	10	10.4
	FIEGARCH	0.499	0.163	—	—	—
MXN/JPY	FIGARCH	0.279	0.060	[0.161, 0.398]	7	12.1
	FIAPARCH	0.312	0.053	[0.207, 0.416]	8	11.7
	FIEGARCH	0.499	0.057	—	—	—
MXN/CNY	FIGARCH	0.392	0.062	[0.270, 0.513]	7	9.3
	FIAPARCH	0.315	0.052	[0.213, 0.417]	9	12.4
	FIEGARCH	0.499	0.077	—	—	—

Nota: EE robusto en FIGARCH y del Hessiano en FIAPARCH y FIEGARCH. Rezagos (mitad), número de rezagos que acumulan la mitad del peso de la representación ARCH infinita; peso > 100, porcentaje del peso más allá del rezago 100. En FIEGARCH, d quedó en la cota superior de 0.499 en los cinco cruces, donde el intervalo no está definido (guion largo).

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.12. Comparación de cada especificación fraccional con su modelo anidado de memoria corta.

Cruce	Modelo	Anidado	$\Delta\text{Log L}$	ΔBIC	LR	p	Compatible
MXN/USD	FIGARCH	GARCH	16.91	-25.25	33.82	< 0.001	Sí
	FIAPARCH	APARCH	25.16	-41.75	50.32	< 0.001	Sí
	FIEGARCH	EGARCH	22.82	-37.06	45.63	< 0.001	Sí
MXN/EUR	FIGARCH	GARCH	2.18	4.20	4.37	0.018	Sí
	FIAPARCH	APARCH	-1.87	12.30	-3.73	1.000	No
	FIEGARCH	EGARCH	-2.49	13.54	-4.97	1.000	No
MXN/GBP	FIGARCH	GARCH	0.06	8.46	0.11	0.368	Sí
	FIAPARCH	APARCH	-5.01	18.59	-10.02	1.000	No
	FIEGARCH	EGARCH	-3.59	15.76	-7.19	1.000	No
MXN/JPY	FIGARCH	GARCH	8.95	-9.33	17.90	< 0.001	Sí
	FIAPARCH	APARCH	4.76	-0.96	9.53	0.001	Sí
	FIEGARCH	EGARCH	7.64	-6.71	15.28	< 0.001	Sí
MXN/CNY	FIGARCH	GARCH	4.16	-0.12	8.32	0.002	Sí
	FIAPARCH	APARCH	11.21	-14.22	22.42	< 0.001	Sí
	FIEGARCH	EGARCH	7.07	-5.94	14.13	< 0.001	Sí

Nota: anidado estimado con el mismo programa que la especificación fraccional. LR, razón de verosimilitud para $d = 0$, con valor p aproximado en la frontera del espacio paramétrico. Compatible indica si el óptimo fraccional alcanzó una verosimilitud no menor que la del anidado; cuando no lo hizo, la razón no sirve como prueba.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.13. Parámetros de FIGARCH(1,d,1) en la muestra de estimación inicial.

Parámetro	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
μ	0.0040 (0.0069)	-0.0051 (0.0096)	-0.0073 (0.0092)	0.0032 (0.0114)	-0.0105 (0.0089)
ω	0.0162 (0.0063)	0.0164 (0.0071)	0.0241 (0.0112)	0.0742 (0.0601)	0.0113 (0.0064)
ϕ_1	0.1314 (0.1057)	0.4013 (0.0575)	0.3474 (0.0659)	0.0566 (0.3357)	0.2022 (0.0959)
β_1	0.3716 (0.1255)	0.6671 (0.0679)	0.6042 (0.0847)	0.2520 (0.3788)	0.5003 (0.1293)
d	0.3544 (0.0416)	0.3688 (0.0537)	0.3382 (0.0619)	0.2794 (0.0605)	0.3915 (0.0621)
ξ	0.8744 (0.0184)	0.9244 (0.0177)	0.9580 (0.0176)	0.8883 (0.0166)	0.8687 (0.0212)
v	8.6809 (0.9799)	8.4195 (0.9443)	8.6972 (1.1017)	8.7658 (1.0199)	7.5659 (0.9207)

Nota: error estándar robusto; orientación original. ϕ_1 y β_1 , coeficientes del polinomio de rezagos; d , parámetro fraccional.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.14. Parámetros de FIAPARCH(1,d,1) en la muestra de estimación inicial.

Parámetro	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
μ	-0.0055 (0.0068)	-0.0098 (0.0093)	-0.0118 (0.0092)	-0.0099 (0.0109)	-0.0192 (0.0088)
ω	0.0484 (0.0120)	0.0677 (0.0234)	0.1055 (0.0226)	0.1568 (0.0309)	0.0546 (0.0163)
φ_1	0.2874 (0.0708)	0.3973 (0.0499)	0.3138 (0.0435)	0.2076 (0.0865)	0.3087 (0.0657)
β_1	0.4631 (0.0816)	0.6552 (0.0602)	0.6449 (0.0589)	0.4311 (0.1130)	0.5315 (0.0744)
γ	0.5742 (0.1111)	0.2131 (0.0579)	0.2130 (0.0587)	0.4280 (0.0780)	0.5384 (0.1349)
δ	1.6076 (0.0974)	1.8524 (0.1532)	1.6399 (0.1614)	1.5327 (0.1466)	1.5970 (0.1136)
d	0.2742 (0.0429)	0.3639 (0.0630)	0.4106 (0.0662)	0.3116 (0.0533)	0.3149 (0.0521)
v	9.0659 (0.9498)	8.3347 (0.8854)	8.7242 (0.9414)	8.9720 (0.9914)	7.8913 (0.9079)
ξ	0.8696 (0.0178)	0.9253 (0.0179)	0.9555 (0.0186)	0.8856 (0.0175)	0.8601 (0.0206)

Nota: error estándar del Hessiano; estimación sobre la serie negada. γ , asimetría; δ , potencia; d , parámetro fraccional; v y ξ , grados de libertad y asimetría de la t sesgada.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.15. Parámetros de FIEGARCH(1,d,1) en la muestra de estimación inicial.

Parámetro	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
μ	-0.0087 (0.0065)	-0.0135 (0.0092)	-0.0132 (0.0092)	-0.0149 (0.0107)	-0.0202 (0.0089)
ω	-1.2585 (0.1748)	-0.5682 (0.1437)	-0.6414 (0.1493)	-0.2449 (0.1646)	-1.2209 (0.2349)
φ_1	0.5701 (0.0958)	0.6107 (0.1560)	0.7357 (0.2203)	0.5958 (0.1027)	0.6459 (0.1303)
κ	-0.1077 (0.0157)	-0.0504 (0.0136)	-0.0282 (0.0091)	-0.0806 (0.0134)	-0.0896 (0.0189)
γ	0.1793 (0.0224)	0.1501 (0.0285)	0.1135 (0.0304)	0.1705 (0.0237)	0.1573 (0.0251)
d	0.4990 (0.0481)	0.4990 (0.0776)	0.4990 (0.1633)	0.4990 (0.0571)	0.4990 (0.0767)
v	8.7909 (0.9233)	8.0023 (0.8419)	8.4850 (0.9297)	9.0446 (1.0256)	7.5672 (0.8573)
ξ	0.8651 (0.0177)	0.9218 (0.0182)	0.9549 (0.0188)	0.8834 (0.0175)	0.8591 (0.0448)

Nota: error estándar del Hessiano; estimación sobre la serie negada. ω , constante de la ecuación del logaritmo de la desviación estándar en la parametrización del programa; κ y γ , términos de signo y de magnitud. d quedó en la cota de 0.499; su error estándar no respalda una prueba regular sobre la memoria.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.16. Valores p de los diagnósticos de los residuos de las especificaciones fraccionales.

Cruce	Modelo	ARCH-LM (5)	ARCH-LM (10)	ARCH-LM (20)	Robusta (20)	Engle y Ng
MXN/USD	FIGARCH	0.032	0.216	0.119	0.029	< 0.001
	FIAPARCH	0.015	0.262	0.427	0.029	0.997
	FIEGARCH	0.040	0.430	0.238	0.044	0.532
MXN/EUR	FIGARCH	0.207	0.129	0.181	0.006	< 0.001
	FIAPARCH	0.788	0.402	0.397	0.004	0.085
	FIEGARCH	< 0.001	< 0.001	< 0.001	0.006	< 0.001
MXN/GBP	FIGARCH	0.039	0.314	0.601	0.418	0.096
	FIAPARCH	0.014	0.302	0.631	0.404	0.213
	FIEGARCH	< 0.001	< 0.001	0.006	0.515	< 0.001
MXN/JPY	FIGARCH	0.023	0.025	0.001	0.569	0.039
	FIAPARCH	0.004	0.007	0.002	0.582	0.706
	FIEGARCH	0.006	0.009	< 0.001	0.535	0.884
MXN/CNY	FIGARCH	0.077	0.124	0.331	0.662	0.034
	FIAPARCH	0.083	0.124	0.487	0.487	0.972
	FIEGARCH	0.165	0.274	0.504	0.527	0.368

Nota: ARCH-LM y prueba robusta de autocorrelación sobre los residuos estandarizados; Engle y Ng, prueba conjunta de sesgo de signo y de tamaño. Entre paréntesis, número de rezagos.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

B.4 Cambio de régimen

Cuadro B.17. Parámetros del MS-GARCH de dos estados en la muestra de estimación inicial.

Parámetro	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
ω tranquilo	0.0009 (0.0007)	0.0023 (0.0009)	0.0025 (0.0010)	0.0013 (0.0016)	0.0014 (0.0005)
α_1 tranquilo	0.0203 (0.0071)	0.0328 (0.0059)	0.0309 (0.0056)	0.0190 (0.0049)	0.0183 (0.0064)
β_1 tranquilo	0.9742 (0.0077)	0.9611 (0.0061)	0.9620 (0.0061)	0.9737 (0.0061)	0.9717 (0.0076)
v tranquilo	20.7013 (12.3061)	11.9108 (2.5260)	15.1488 (5.3540)	12.9187 (5.4840)	18.5056 (7.9569)
ξ tranquilo	1.0387 (0.0631)	1.0472 (0.0266)	1.0064 (0.0256)	1.0126 (0.0471)	1.2004 (0.0415)
ω estrés	0.0112 (0.0057)	0.2944 (0.1258)	0.2562 (0.1027)	0.0560 (0.0217)	0.1735 (0.0923)
α_1 estrés	0.2315 (0.0564)	0.2727 (0.1095)	0.2032 (0.1080)	0.2198 (0.0518)	0.1622 (0.0541)
β_1 estrés	0.7677 (0.0563)	0.4591 (0.1546)	0.5146 (0.1502)	0.7766 (0.0517)	0.6562 (0.1157)
v estrés	7.6842 (1.7186)	5.6464 (2.1522)	4.7611 (1.1751)	10.1301 (3.5614)	5.6838 (1.0865)
ξ estrés	1.3280 (0.0949)	1.2584 (0.1048)	1.1786 (0.0902)	1.3029 (0.0692)	1.0303 (0.0514)
ρ_{11}	0.7996	0.9935	0.9918	0.4451	0.9931

Parámetro	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
	(0.1679)	(0.0041)	(0.0045)	(0.1772)	(0.0023)
p_{21}	0.2460	0.0401	0.0385	0.7154	0.0185
	(0.1893)	(0.0201)	(0.0181)	(0.1508)	(0.0083)

Nota: orientación original; cada estado tiene su ecuación GARCH(1,1) y su t sesgada. Tranquilo, estado de menor escala; estrés, de mayor escala. p_{11} , probabilidad de permanecer en el estado tranquilo; p_{21} , de pasar del estado de estrés al tranquilo. La solución de MXN/USD es provisional porque el mejor óptimo no se replicó entre arranques.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.18. Características de los estados del MS-GARCH de dos estados.

Cruce	Estado	Escala	Ocupación	Permanencia	Duración	Persistencia
MXN/USD	Tranquilo	0.623	0.551	0.7996	5.0	0.9945
	Estrés	0.721	0.449	0.7540	4.1	0.9992
MXN/EUR	Tranquilo	0.745	0.864	0.9935	154.9	0.9939
	Estrés	1.058	0.136	0.9599	25.0	0.7318
MXN/GBP	Tranquilo	0.715	0.828	0.9918	122.6	0.9930
	Estrés	0.964	0.172	0.9615	26.0	0.7178
MXN/JPY	Tranquilo	0.853	0.563	0.4451	1.8	0.9926
	Estrés	1.094	0.437	0.2846	1.4	0.9964
MXN/CNY	Tranquilo	0.577	0.724	0.9931	145.7	0.9900
	Estrés	0.989	0.276	0.9815	54.1	0.8184

Nota: escala, raíz de la varianza media del estado ponderada por las probabilidades suavizadas; ocupación, promedio de la probabilidad suavizada; permanencia, probabilidad de seguir en el estado; duración esperada en días hábiles; persistencia, $\alpha_1 + \beta_1$ del estado. Segundo valor propio de la matriz de transición (negativo cuando los estados alternan): MXN/USD, 0.554; MXN/EUR, 0.953; MXN/GBP, 0.953; MXN/JPY, -0.270; MXN/CNY, 0.975.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.19. Comparación de los MS-GARCH con el modelo de un estado estimado en el mismo programa.

Cruce	$2\Delta\text{Log L}$ (2)	$2\Delta\text{Log L}$ (3)	ΔAIC (2)	ΔAIC (3)	ΔBIC (2)	ΔBIC (3)
MXN/USD	51.03	66.22	-37.03	-34.22	8.96	70.89
MXN/EUR	40.63	36.64	-26.63	-4.64	19.36	100.48
MXN/GBP	50.41	58.52	-36.41	-26.52	9.58	78.59
MXN/JPY	42.51	56.08	-28.51	-24.08	17.47	81.03
MXN/CNY	39.16	64.39	-25.16	-32.39	18.20	66.72

Nota: entre paréntesis, número de estados. Diferencias del modelo con estados menos el de un estado sobre la misma muestra; parámetros adicionales, siete con dos estados y 16 con tres. No se asignó una distribución ji cuadrada regular a la razón de verosimilitud.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.20. Diagnóstico de los residuos y de la transformación integral de probabilidad de los MS-GARCH.

Cruce	Estados	ARCH-LM (5)	ARCH-LM (20)	Robusta (20)	Engle y Ng	PIT < 0.01	PIT > 0.99
MXN/USD	Dos	0.201	0.123	0.036	0.004	0.0089	0.0106
	Tres	0.094	0.085	0.028	< 0.001	0.0095	0.0106
MXN/EUR	Dos	0.999	0.378	0.007	0.015	0.0082	0.0099
	Tres	< 0.001	< 0.001	0.002	0.001	0.0129	0.0049
MXN/GBP	Dos	0.572	0.979	0.390	0.765	0.0104	0.0112
	Tres	< 0.001	0.058	0.355	0.025	0.0042	0.0055
MXN/JPY	Dos	0.005	< 0.001	0.600	0.022	0.0110	0.0093
	Tres	< 0.001	< 0.001	0.710	< 0.001	0.0152	0.0139
MXN/CNY	Dos	0.273	0.548	0.751	0.065	0.0094	0.0124
	Tres	0.398	0.543	0.724	0.226	0.0094	0.0113

Nota: valores p aproximados dentro de muestra para ARCH-LM, la prueba robusta de autocorrelación y Engle y Ng. PIT, transformación integral de probabilidad de la densidad predictiva de la mezcla; las dos columnas siguientes son las proporciones observadas en las colas de 1% (valores esperados de 0.01).

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.21. Probabilidad suavizada media del estado de estrés en los tramos de cambio de varianza.

Cruce	Tramo	Ventana	Dentro	Toda la muestra	Cociente
MXN/USD	Transición a la baja	2004-01 a 2004-12	0.446	0.449	0.993
	Ascenso	2008-01 a 2008-12	0.453	0.449	1.009
	Descenso	2010-01 a 2012-12	0.459	0.449	1.022
	Ascenso	2015-01 a 2015-12	0.422	0.449	0.940
MXN/EUR	Transición a la baja	2004-01 a 2004-12	0.123	0.136	0.901
	Ascenso	2008-01 a 2008-12	0.232	0.136	1.700
	Descenso	2010-01 a 2012-12	0.120	0.136	0.881
	Ascenso	2015-01 a 2015-12	0.156	0.136	1.146
MXN/GBP	Transición a la baja	2004-01 a 2004-12	0.127	0.172	0.739
	Ascenso	2008-01 a 2008-12	0.184	0.172	1.069
	Descenso	2010-01 a 2012-12	0.159	0.172	0.920
	Ascenso	2015-01 a 2015-12	0.113	0.172	0.658
MXN/JPY	Transición a la baja	2004-01 a 2004-12	0.433	0.437	0.991
	Ascenso	2008-01 a 2008-12	0.446	0.437	1.022
	Descenso	2010-01 a 2012-12	0.438	0.437	1.002
	Ascenso	2015-01 a 2015-12	0.438	0.437	1.002
MXN/CNY	Quiebre propio de JPY	2007-07 a 2007-07	0.457	0.437	1.047
	Ascenso	2008-01 a 2008-12	0.205	0.276	0.741
	Descenso	2010-01 a 2012-12	0.305	0.276	1.106
	Ascenso	2015-01 a 2015-12	0.488	0.276	1.766

Nota: tramos tomados de la datación de quiebres del análisis exploratorio (Apéndice A) fijados antes de estimar; ventana en año y mes. Cociente mayor que uno, probabilidad del estado de estrés mayor dentro del tramo que en toda la muestra. Comparación descriptiva sin distribución de referencia.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.22. Persistencia aparente simulada desde el MS-GARCH de dos estados.

Cruce	a	d observado	P2.5	Mediana	P97.5	Contenido
MXN/USD	0.5	0.435	0.239	0.447	0.729	Sí
	0.6	0.380	0.255	0.380	0.564	Sí
	0.7	0.295	0.232	0.322	0.461	Sí
MXN/EUR	0.5	0.475	0.305	0.464	0.696	Sí
	0.6	0.323	0.233	0.364	0.513	Sí
	0.7	0.233	0.183	0.253	0.356	Sí
MXN/GBP	0.5	0.413	0.244	0.435	0.674	Sí
	0.6	0.304	0.232	0.331	0.494	Sí
	0.7	0.248	0.159	0.239	0.345	Sí
MXN/JPY	0.5	0.381	0.227	0.402	0.625	Sí
	0.6	0.362	0.219	0.327	0.494	Sí
	0.7	0.318	0.198	0.274	0.370	Sí
MXN/CNY	0.5	0.475	0.279	0.423	0.567	Sí
	0.6	0.331	0.247	0.359	0.443	Sí
	0.7	0.295	0.210	0.295	0.395	Sí

Nota: 199 trayectorias de la longitud de la muestra de estimación con 1 000 observaciones de calentamiento y parámetros fijos. Estimador de Geweke y Porter-Hudak sobre los rendimientos absolutos con m igual a la parte entera de T elevado a la a . Contenido indica si el d observado quedó dentro del intervalo central de 95% de las réplicas.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED. Réplicas por simulación.

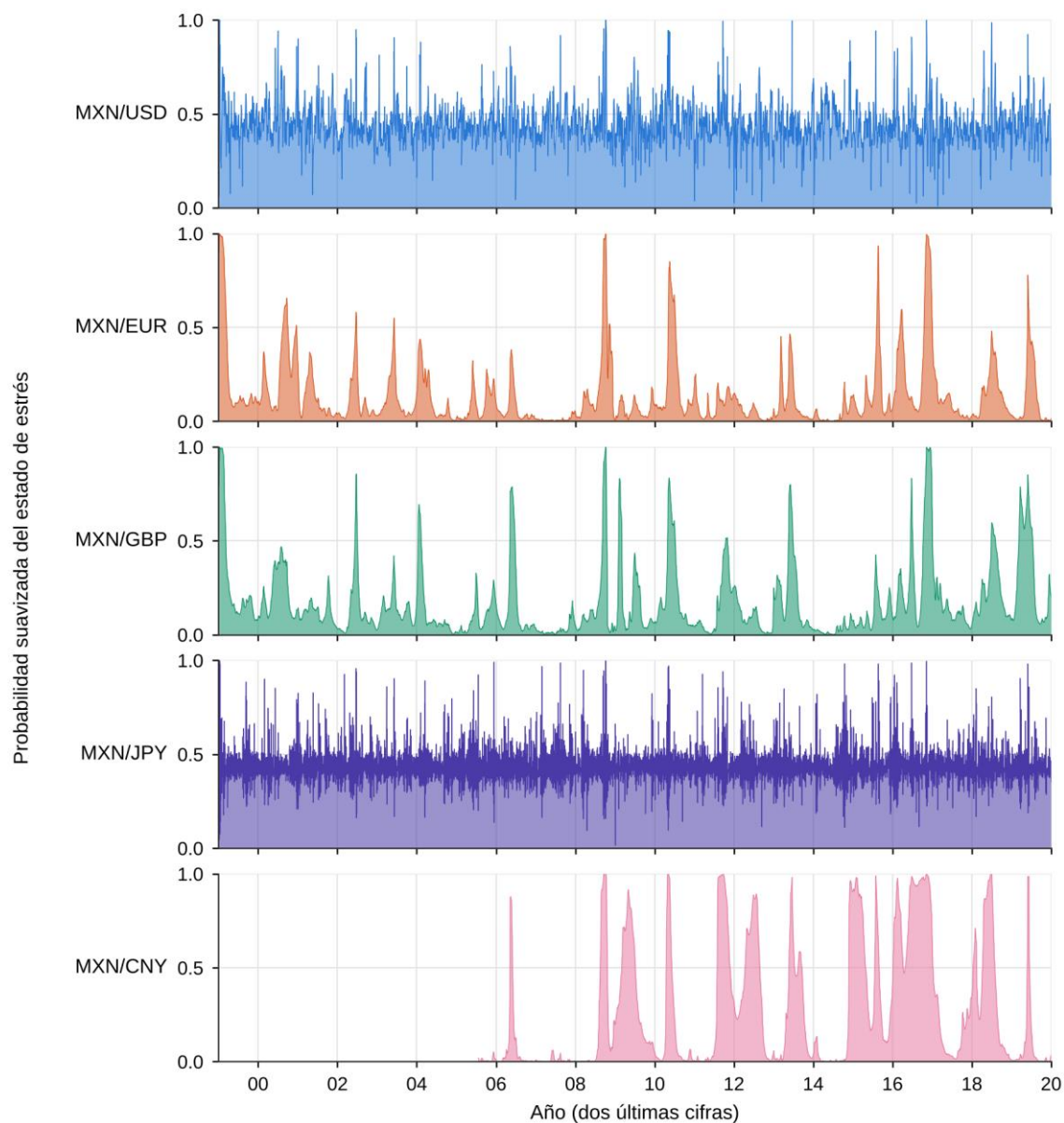


Figura B.1. Probabilidad suavizada del estado de estrés del MS-GARCH de dos estados, muestra de estimación inicial.

Nota: estado de estrés, el de mayor escala. MXN/CNY desde julio de 2005.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

B.5 Validación del protocolo de evaluación por simulación

Cuadro B.23. Frecuencia de recuperación del modelo verdadero con un proxy ruidoso.

Pérdida	Frente a alternativas distantes	Incluido el rival próximo
QLIKE	1.000	0.720
MSE	0.947	0.323
MAE	0.007	0.000

Nota: 300 réplicas de 2 000 observaciones con 1 000 de calentamiento. Proceso GARCH con $\omega = 0.02$, $\alpha = 0.08$, $\beta = 0.90$ e innovación t con 7 grados de libertad; proxy, rendimiento al cuadrado. Rival próximo, GARCH con parámetros (0.025, 0.075, 0.895); alternativas distantes, EWMA de 0.94, varianza constante y GARCH (0.20, 0.30, 0.40). MAE se evaluó solo en esta validación.

Fuente: elaboración propia mediante simulación.

Cuadro B.24. Tasas de rechazo de las pruebas de retrocontraste en la validación del protocolo.

Ejercicio	Nivel de cola	Kupiec	Cobertura condicional	Cuantil dinámico
Modelo correcto	1%	0.047	0.027	0.070
Modelo correcto	5%	0.050	0.043	0.060
Distribución normal incorrecta	1%	0.323	0.283	0.340
Distribución normal incorrecta	5%	0.103	0.103	0.037
Varianza constante incorrecta	1%	0.107	0.287	0.630
Varianza constante incorrecta	5%	0.083	0.417	0.743

Nota: 300 réplicas de 1 655 observaciones; rechazo al 5%. La prueba del cuantil dinámico pertenece a esta validación y no se aplicó en el retrocontraste del primer artículo. La validación de Diebold y Mariano entre filtros casi idénticos dio tasas de 0.070 con cero rezagos y 0.060 con 20, frente a un nominal de 0.05.

Fuente: elaboración propia mediante simulación.

B.6 Comparación fuera de muestra

Cuadro B.25. Pérdida QLIKE media de los pronósticos a un paso, 2020-2026.

Especificación	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
GARCH(1,1)	0.278	0.143	0.182	0.675	0.243
GJR-GARCH(1,1)	0.257	0.130	0.172	0.652	0.223
EGARCH(1,1)	0.255	0.109	0.166	0.646	0.218
APARCH(1,1)	0.254	0.132	0.176	0.649	0.229
FIGARCH(1,d,1)	0.248	0.141	0.162	0.665	0.219
MS-GARCH (2)	0.256	0.121	0.163	0.660	0.224
MS-GARCH (3)	0.252	0.141	0.164	0.664	0.217
FIAPARCH(1,d,1)	0.210	0.110	0.164	0.631	0.192
FIEGARCH(1,d,1)	0.226	0.100	0.158	0.639	0.200
GARCH(1,2)	0.272	0.150	0.174	0.676	0.241
GARCH(2,1)	0.270	0.137	0.178	0.669	0.241
IGARCH(1,1)	0.269	0.141	0.182	0.684	0.238
GARCH(1,1) con GED	0.276	0.147	0.180	0.673	0.236

Nota: pérdida cuasiverosímil sobre el segundo momento pronosticado; 1 655 fechas comunes por cruce. Las nueve primeras filas formaron el conjunto principal; GARCH(1,2), GARCH(2,1), IGARCH(1,1) y GARCH(1,1) con distribución generalizada del error (GED) sesgada se evaluaron como verificaciones y no entraron al MCS.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.26. Pérdida MSE media de los pronósticos a un paso, 2020-2026.

Especificación	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
GARCH(1,1)	2.278	2.093	1.455	4.447	2.026
GJR-GARCH(1,1)	2.230	2.060	1.432	4.379	2.001
EGARCH(1,1)	2.241	2.044	1.403	4.384	1.989
APARCH(1,1)	2.195	2.075	1.431	4.397	2.021
FIGARCH(1,d,1)	2.213	2.119	1.414	4.363	2.009
MS-GARCH (2)	2.328	2.046	1.355	4.423	2.005
MS-GARCH (3)	2.221	2.121	1.348	4.350	1.975
FIAPARCH(1,d,1)	2.229	2.012	1.391	4.345	1.959
FIEGARCH(1,d,1)	2.338	2.079	1.405	4.444	2.028
GARCH(1,2)	2.293	2.089	1.441	4.449	2.030
GARCH(2,1)	2.232	2.085	1.450	4.402	2.035
IGARCH(1,1)	2.292	2.132	1.465	4.517	2.042
GARCH(1,1) con GED	2.272	2.087	1.440	4.435	2.019

Nota: error cuadrático del rendimiento al cuadrado frente al segundo momento pronosticado; 1 655 fechas comunes por cruce. Las nueve primeras filas formaron el conjunto principal; GARCH(1,2), GARCH(2,1), IGARCH(1,1) y GARCH(1,1) con distribución generalizada del error (GED) sesgada se evaluaron como verificaciones y no entraron al MCS.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.27. Valores p del conjunto de confianza de modelos con la pérdida QLIKE.

Especificación	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
GARCH(1,1)	< 0.001	0.053	0.209	0.024	0.010
GJR-GARCH(1,1)	0.001	0.142	0.678	0.083	0.031
EGARCH(1,1)	0.001	0.520	0.740	0.282	0.066
APARCH(1,1)	0.004	0.120	0.285	0.282	0.048
FIGARCH(1,d,1)	0.002	0.034	0.933	0.074	0.066
MS-GARCH (2)	< 0.001	0.234	0.933	0.079	0.039
MS-GARCH (3)	0.003	0.046	0.933	0.041	0.119
FIAPARCH(1,d,1)	1.000	0.520	0.740	1.000	1.000
FIEGARCH(1,d,1)	0.064	1.000	1.000	0.337	0.293
Modelos al 90%	1	6	9	4	3
Modelos al 75%	1	3	8	4	2

Nota: estadístico de rango, 5 000 réplicas de remuestreo por bloques móviles de 20 observaciones (inicios sorteados entre 1 y $n - \ell + 1$, sin envolver el final de la muestra). Un modelo permanece en el conjunto de 90% (75%) si su valor p es al menos 0.10 (0.25). Con la pérdida MSE, el conjunto de 90% retuvo los nueve modelos en los cinco cruces.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.28. Valores p de Diebold y Mariano frente a GARCH(1,1) con la pérdida QLIKE.

Especificación	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
GJR-GARCH(1,1)	0.149	0.721	0.449	0.055	0.111
EGARCH(1,1)	0.149	0.073 ^z	0.435	0.055 ^z	0.022
APARCH(1,1)	0.149	0.955	0.490	0.055	0.165
FIGARCH(1,d,1)	0.004	1.000	0.128 ^z	0.229	0.009
MS-GARCH (2)	0.063	0.648	0.433	0.055	0.165
MS-GARCH (3)	0.063 ^z	1.000	0.435	0.341	0.011
FIAPARCH(1,d,1)	< 0.001	0.192 ^z	0.435	0.007	0.003
FIEGARCH(1,d,1)	0.002	0.024	0.279	0.009	0.006
GARCH(1,2)	1.000	1.000	0.963	1.000	1.000
GARCH(2,1)	1.000	1.000	1.000	0.789	1.000
IGARCH(1,1)	1.000	1.000	1.000	0.789	1.000
GARCH(1,1) con GED	1.000	1.000	1.000	1.000	0.720

Nota: diferencia de pérdida del candidato menos la de GARCH(1,1), covarianza de Bartlett con 20 rezagos, corrección de muestra finita y ajuste de Holm dentro de cada cruce y pérdida. El signo de la diferencia se lee en el cuadro de pérdidas medias. ^z Con cero rezagos el valor p ajustado fue menor que 0.05; el veredicto exigía coincidencia entre ambos rezagos y quedó no concluyente.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.29. Sensibilidad de la selección por QLIKE a la muestra y al tratamiento del proxy.

Escenario	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
Muestra completa	FIAPARCH (1)	FIEGARCH (6)	FIEGARCH (9)	FIAPARCH (4)	FIAPARCH (3)
Sin 2020	FIAPARCH (2)	FIEGARCH (1)	FIEGARCH (9)	FIEGARCH (4)	FIEGARCH (7)
Proxy acotado en P99	FIAPARCH (2)	FIEGARCH (1)	FIEGARCH (9)	FIAPARCH (4)	FIAPARCH (3)
Sin rendimientos nulos	FIAPARCH (1)	FIEGARCH (6)	FIEGARCH (9)	FIAPARCH (4)	FIAPARCH (3)
Solo horizontes de un día	FIAPARCH (2)	FIEGARCH (6)	FIEGARCH (9)	FIAPARCH (4)	FIAPARCH (3)

Nota: cada celda indica la especificación con la menor QLIKE media y, entre paréntesis, el número de modelos en el conjunto de confianza de 90%. Las pérdidas se recalcularon sobre los pronósticos existentes, sin reestimar. Fechas por cruce: muestra completa, 1 655; sin 2020, 1 405; sin rendimientos nulos, 1 652 en MXN/USD y 1 655 en los demás cruces; solo horizontes de un día (sin rendimientos que abarcan un feriado), 1 554. Proxy acotado, rendimiento al cuadrado acotado en su percentil 99. Conjuntos de dos o tres modelos: CNY, muestra completa: MS (3), FIAPARCH, FIEGARCH; USD, sin 2020: FIAPARCH, FIEGARCH; USD, proxy acotado en p99: FIAPARCH, FIEGARCH; CNY, proxy acotado en p99: MS (3), FIAPARCH, FIEGARCH; CNY, sin rendimientos nulos: MS (3), FIAPARCH, FIEGARCH; USD, solo horizontes de un día: FIAPARCH, FIEGARCH; CNY, solo horizontes de un día: MS (3), FIAPARCH, FIEGARCH.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.30. Especificación con la menor QLIKE media en cada año del periodo de evaluación.

Año	n	USD	EUR	GBP	JPY	CNY
2020	250	FIAPARCH	FIAPARCH	MS (2)	FIAPARCH	FIAPARCH
2021	249	FIEGARCH	FIEGARCH	EGARCH	FIEGARCH	FIEGARCH
2022	250	FIAPARCH	FIEGARCH	GJR	APARCH	FIAPARCH
2023	249	FIAPARCH	FIEGARCH	FIGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH
2024	251	FIEGARCH	FIEGARCH	FIEGARCH	FIAPARCH	FIEGARCH
2025	250	APARCH	EGARCH	MS (2)	EGARCH	FIGARCH
2026	156	FIAPARCH	GARCH	FIGARCH	FIGARCH	FIAPARCH

Nota: 2026 hasta el 14 de agosto.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.31. Margen del modelo seleccionado frente al segundo del conjunto de confianza.

Cruce	Seleccionado	Tamaño del MCS	Rival	Margen total	Margen extremo	p DM
MXN/USD	FIAPARCH	1	—	—	—	—
MXN/EUR	FIEGARCH	6	EGARCH	-14.70	2.35	0.277
MXN/GBP	FIEGARCH	9	FIGARCH	-6.64	1.03	0.585
MXN/JPY	FIAPARCH	4	FIEGARCH	-12.18	3.43	0.342
MXN/CNY	FIAPARCH	3	FIEGARCH	-12.41	3.83	0.296

Nota: margen total, suma de la diferencia diaria de QLIKE (seleccionado menos rival; negativo favorece al seleccionado); margen extremo, el umbral que debería superar un solo día para invertir el orden. En ningún cruce la omisión de un día invirtió el ordenamiento. p DM, prueba directa con 20 rezagos. En MXN/USD el conjunto retuvo un solo modelo.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.32. Parámetro fraccional en las 83 reestimaciones de la evaluación.

Cruce	Modelo	Mínimo	Mediana	Máximo	En la cota (%)	Cota
MXN/USD	FIGARCH	0.226	0.369	0.847	0.0	1.000
	FIAPARCH	0.283	0.299	0.317	0.0	0.499
	FIEGARCH	0.499	0.499	0.499	100.0	0.499
MXN/EUR	FIGARCH	0.164	0.372	1.000	14.5	1.000
	FIAPARCH	0.388	0.420	0.454	0.0	0.499
	FIEGARCH	0.499	0.499	0.499	100.0	0.499
MXN/GBP	FIGARCH	0.236	0.333	1.000	8.4	1.000
	FIAPARCH	0.403	0.430	0.457	0.0	0.499
	FIEGARCH	0.499	0.499	0.499	100.0	0.499
MXN/JPY	FIGARCH	0.195	0.314	1.000	1.2	1.000
	FIAPARCH	0.371	0.384	0.415	0.0	0.499
	FIEGARCH	0.499	0.499	0.499	100.0	0.499
MXN/CNY	FIGARCH	0.283	0.386	1.000	1.2	1.000
	FIAPARCH	0.290	0.318	0.342	0.0	0.499
	FIEGARCH	0.499	0.499	0.499	100.0	0.499

Nota: ventana expansiva reestimada cada 20 observaciones. FIGARCH se estimó en (0, 1), donde $d = 1$ corresponde a IGARCH; FIAPARCH y FIEGARCH, en (0, 0.499).

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.33. Regresión de calibración del segundo momento del modelo seleccionado.

Cruce	Periodo	n	Intercepto (EE)	Pendiente (EE)	R ²	Wald	p conjunta
MXN/USD	2020-2026	1 655	-0.017 (0.064)	1.032 (0.145)	0.207	0.08	0.962
	2021-2026	1 405	0.119 (0.041)	0.701 (0.075)	0.063	16.45	< 0.001
MXN/EUR	2020-2026	1 655	-0.212 (0.097)	1.503 (0.260)	0.166	5.31	0.070
	2021-2026	1 405	-0.008 (0.038)	0.982 (0.118)	0.070	0.52	0.770
MXN/GBP	2020-2026	1 655	-0.161 (0.105)	1.306 (0.241)	0.171	3.42	0.181
	2021-2026	1 405	-0.023 (0.044)	0.991 (0.125)	0.075	1.77	0.413
MXN/JPY	2020-2026	1 655	0.023 (0.079)	0.961 (0.123)	0.145	0.10	0.950
	2021-2026	1 405	0.134 (0.066)	0.774 (0.095)	0.065	5.64	0.060
MXN/CNY	2020-2026	1 655	-0.016 (0.076)	1.025 (0.171)	0.188	0.08	0.959
	2021-2026	1 405	0.120 (0.039)	0.696 (0.078)	0.057	15.01	< 0.001

Nota: regresión del rendimiento al cuadrado sobre el segundo momento pronosticado, $\sigma^2 + \mu^2$; covarianza de Newey y West con 20 rezagos; prueba de Wald conjunta de intercepto cero y pendiente uno.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.34. Prueba BDS por simulación paramétrica sobre los residuos del modelo seleccionado.

Cruce	m	BDS	Réplicas	p de Holm	Intervalo de Monte Carlo	Resultado
MXN/USD	2	-0.705	299	0.533	[0.382, 0.695]	No rechazo
	3	-0.521	299	0.533	[0.382, 0.695]	No rechazo
MXN/EUR	2	0.114	299	0.853	[0.782, 0.908]	No rechazo
	3	-0.751	299	0.313	[0.194, 0.452]	No rechazo
MXN/GBP	2	0.455	299	1.000	[0.892, 1.000]	No rechazo
	3	0.098	299	1.000	[0.892, 1.000]	No rechazo
MXN/JPY	2	-1.332	999	0.038	[0.016, 0.069]	Inconcluso
	3	-0.609	999	0.287	[0.244, 0.331]	No rechazo
MXN/CNY	2	-0.817	299	0.420	[0.283, 0.572]	No rechazo
	3	-0.470	299	0.460	[0.371, 0.572]	No rechazo

Nota: ajuste diagnóstico de muestra completa, radio de una desviación estándar y descarte de los primeros 50 residuos. Cada réplica simuló una trayectoria con 5 000 observaciones de calentamiento y reestimó los parámetros; 299 réplicas, ampliadas a 999 en MXN/JPY. Holm sobre las dos dimensiones; el resultado es inconcluso cuando el intervalo de incertidumbre de Monte Carlo cruza 0.05.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.35. Estadístico BDS de los residuos del modelo seleccionado por radio.

Cruce	m	Radio 0.5	Radio 1	Radio 1.5	Radio 2
MXN/USD	2	-0.687	-0.705	-0.615	-0.371
	3	-0.382	-0.521	-0.364	-0.073
MXN/EUR	2	-0.006	0.114	0.699	1.621
	3	-0.972	-0.751	0.054	1.261
MXN/GBP	2	0.130	0.455	0.862	1.371
	3	-0.188	0.098	0.704	1.301
MXN/JPY	2	-0.813	-1.332	-1.086	-0.501
	3	-0.412	-0.609	-0.348	0.390
MXN/CNY	2	-0.921	-0.817	-0.910	-0.858
	3	-0.626	-0.470	-0.306	-0.080

Nota: radio en desviaciones estándar; 6 875 residuos por cruce (5 227 en MXN/CNY). Solo el radio de una desviación estándar se sometió a la prueba por simulación; los demás son descriptivos.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

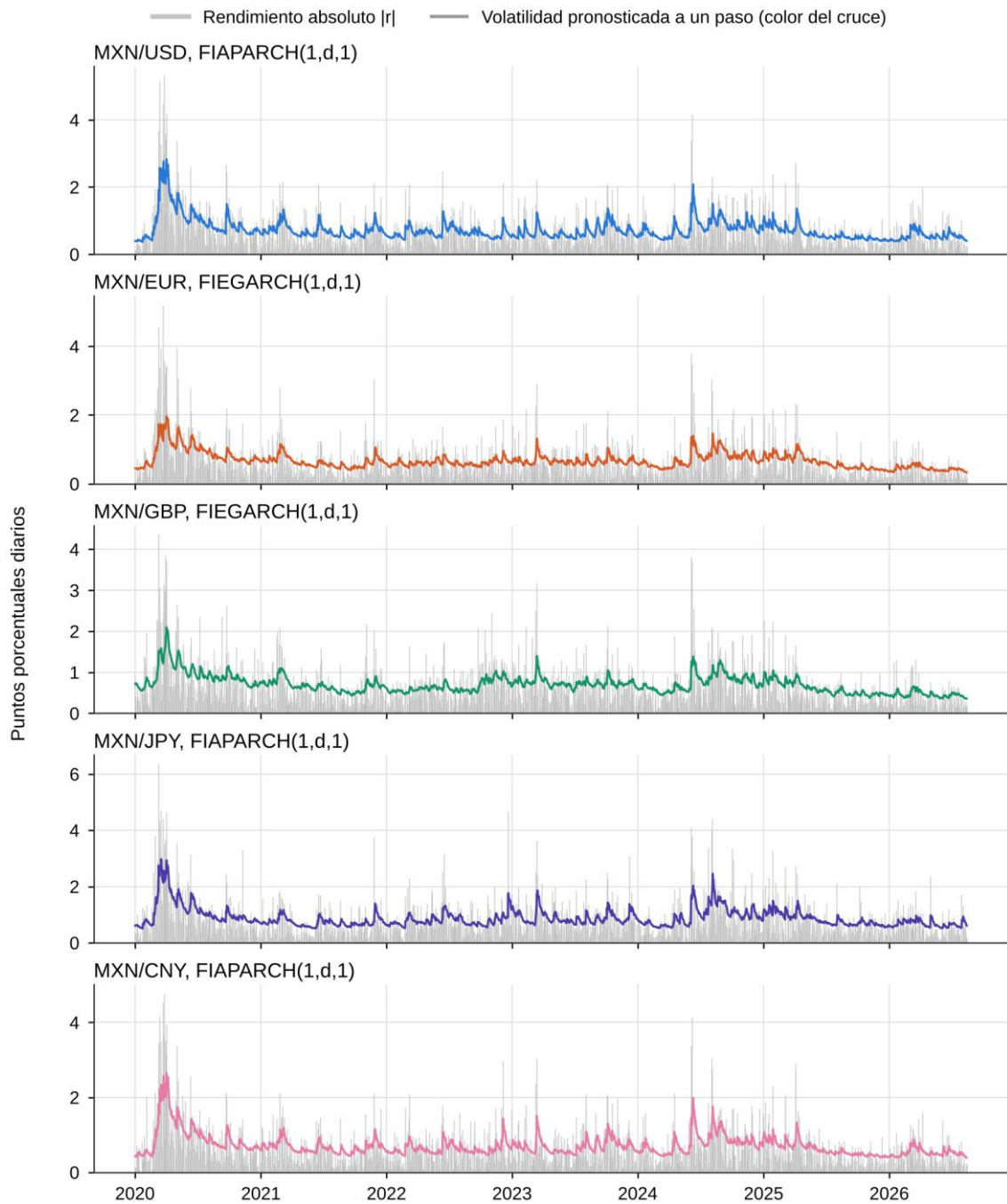


Figura B.2. Volatilidad pronosticada a un paso por el modelo seleccionado y rendimiento absoluto, 2020-2026.

Nota: raíz de la varianza condicional pronosticada en cada fecha con la información del día anterior; barras grises, valor absoluto del rendimiento observado.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

B.7 Riesgo de cola y retrocontrastes

Cuadro B.36. Distribución de Pareto generalizada ajustada a los residuos predictivos del modelo seleccionado.

Cruce	Modelo	u^+	ξ^+	β^+	u^-	ξ^-	β^-
MXN/USD	FIAPARCH	1.272	-0.028	0.696	1.189	0.036	0.401
MXN/EUR	FIEGARCH	1.112	-0.052	0.866	1.171	-0.041	0.472
MXN/GBP	FIEGARCH	1.223	0.052	0.557	1.179	0.020	0.458
MXN/JPY	FIAPARCH	1.140	0.016	0.802	1.135	-0.100	0.523
MXN/CNY	FIAPARCH	1.196	-0.132	0.851	1.166	-0.040	0.463

Nota: ajuste sobre los 1 655 residuos predictivos de 2020 a 2026, umbral u en el percentil 90 de cada cola orientada (165 excesos). Signo + para la cola de las depreciaciones y - para la de las apreciaciones; ξ , forma; β , escala.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.37. Sensibilidad del parámetro de forma de Pareto al umbral.

Cruce	ξ^+ 85%	ξ^+ 90%	ξ^+ 95%	ξ^- 85%	ξ^- 90%	ξ^- 95%
MXN/USD	-0.073	-0.028	-0.104	-0.084	0.036	-0.051
MXN/EUR	0.034	-0.052	-0.054	-0.057	-0.041	-0.087
MXN/GBP	-0.001	0.052	0.024	-0.031	0.020	0.183
MXN/JPY	0.034	0.016	-0.079	-0.081	-0.100	0.015
MXN/CNY	-0.072	-0.132	-0.188	-0.021	-0.040	0.024

Nota: umbral principal en el percentil 90; 85 y 95 son sensibilidades. Excesos por cola, 248, 165 y 83.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.38. Excepciones del VaR y valor p de la prueba de cobertura condicional, 2021-2026.

Cruce	Enfoque	Cola	0.5%	1%	2.5%	5%
MXN/USD	t sesgada	Depreciación	8 (0.888)	18 (0.281)	41 (0.213)	71 (0.037)
		Apreciación	5 (0.719)	13 (0.856)	36 (0.378)	62 (0.282)
	FHS	Depreciación	6 (0.907)	14 (0.314)	27 (0.311)	62 (0.014)
		Apreciación	11 (0.340)	21 (0.153)	49 (0.061)	72 (0.212)
	EVT	Depreciación	5 (0.719)	14 (0.314)	30 (0.060)	62 (0.014)
		Apreciación	14 (0.056)	28 (0.002)	48 (0.088)	74 (0.162)
	MXN/EUR	Depreciación	8 (0.888)	19 (0.230)	38 (0.596)	69 (0.945)
		Apreciación	4 (0.465)	9 (0.342)	28 (0.411)	58 (0.309)
MXN/GBP	FHS	Depreciación	4 (0.465)	10 (0.089)	27 (0.311)	53 (0.080)
		Apreciación	9 (0.720)	14 (0.868)	36 (0.598)	60 (0.455)
	EVT	Depreciación	4 (0.465)	8 (0.210)	29 (0.521)	56 (0.192)
		Apreciación	9 (0.720)	17 (0.592)	32 (0.843)	60 (0.455)
	t sesgada	Depreciación	3 (0.233)	14 (0.314)	35 (0.570)	59 (0.262)
		Apreciación	7 (0.965)	11 (0.652)	24 (0.094)	51 (0.039)
	FHS	Depreciación	9 (0.103)	11 (0.142)	32 (0.843)	53 (0.043)
		Apreciación	6 (0.907)	13 (0.856)	33 (0.467)	57 (0.246)
MXN/JPY	EVT	Depreciación	6 (0.054)	11 (0.142)	33 (0.921)	53 (0.043)
		Apreciación	7 (0.965)	15 (0.817)	28 (0.146)	58 (0.309)
	t sesgada	Depreciación	10 (0.520)	23 (0.058)	43 (0.345)	67 (0.589)
		Apreciación	3 (0.233)	7 (0.114)	30 (0.358)	71 (0.967)

Cruce	Enfoque	Cola	0.5%	1%	2.5%	5%
MXN/CNY	FHS	Depreciación	5 (0.719)	13 (0.856)	38 (0.869)	69 (0.404)
		Apreciación	8 (0.888)	10 (0.497)	38 (0.869)	72 (0.952)
	EVT	Depreciación	5 (0.719)	16 (0.344)	38 (0.869)	66 (0.527)
		Apreciación	4 (0.465)	9 (0.342)	37 (0.937)	74 (0.752)
	t sesgada	Depreciación	6 (0.907)	20 (0.177)	42 (0.408)	62 (0.476)
		Apreciación	4 (0.465)	12 (0.780)	29 (0.315)	67 (0.305)
	FHS	Depreciación	12 (0.202)	19 (0.230)	30 (0.262)	58 (0.205)
		Apreciación	11 (0.340)	18 (0.459)	35 (0.406)	70 (0.655)
	EVT	Depreciación	5 (0.719)	20 (0.177)	35 (0.570)	57 (0.157)
		Apreciación	7 (0.965)	19 (0.336)	34 (0.423)	69 (0.684)

Nota: 1 395 fechas del 19 de enero de 2021 al 14 de agosto de 2026; excepciones esperadas, 6.975, 13.95, 34.875 y 69.75 por nivel. Entre paréntesis, valor p nominal de la prueba de cobertura condicional. Con Holm sobre las 40 combinaciones de cada enfoque no quedó ningún rechazo; con la familia de sensibilidad de diez combinaciones por nivel rechazó MXN/USD, apreciación al 1% con EVT (p ajustado 0.022).

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.39. Valores p del retrocontraste del ES, 2021-2026.

Cruce	Enfoque	Cola	0.5%	1%	2.5%	5%
MXN/USD	t sesgada	Depreciación	0.717	0.796	0.635	0.277
		Apreciación	0.474	0.687	0.634	0.221
	FHS	Depreciación	0.569	0.662	0.265	0.574
		Apreciación	0.052	0.081	0.104	0.003
	EVT	Depreciación	0.343	0.707	0.468	0.489
		Apreciación	0.194	0.354	0.048	0.003
MXN/EUR	t sesgada	Depreciación	0.353	0.456	0.147	0.088
		Apreciación	—	0.536	0.717	0.665
	FHS	Depreciación	—	0.311	0.321	0.370
		Apreciación	0.052	0.068	0.177	0.064
	EVT	Depreciación	—	0.208	0.501	0.511
		Apreciación	0.046	0.116	0.069	0.057
MXN/GBP	t sesgada	Depreciación	—	0.577	0.536	0.283
		Apreciación	0.851	0.424	0.247	0.435
	FHS	Depreciación	0.294	0.230	0.365	0.153
		Apreciación	0.084	0.223	0.354	0.182
	EVT	Depreciación	0.245	0.234	0.393	0.148
		Apreciación	0.151	0.226	0.084	0.284
MXN/JPY	t sesgada	Depreciación	0.264	0.356	0.105	0.014
		Apreciación	—	0.805	1.000	0.997
	FHS	Depreciación	0.020	0.353	0.497	0.294
		Apreciación	0.947	0.444	0.940	0.769
	EVT	Depreciación	0.053	0.616	0.439	0.145
		Apreciación	—	0.615	0.998	0.927
MXN/CNY	t sesgada	Depreciación	0.652	0.971	0.445	0.025
		Apreciación	—	0.883	0.552	0.791
	FHS	Depreciación	0.631	0.274	0.035	0.052
		Apreciación	0.906	0.735	0.183	0.268

Cruce	Enfoque	Cola	0.5%	1%	2.5%	5%
	EVT	Depreciación	0.073	0.510	0.102	0.039
		Apreciación	0.442	0.787	0.196	0.240

Nota: prueba unilateral de la media de los excesos estandarizados en los días de excepción, con 5 000 réplicas de remuestreo; valores p nominales. Guion largo, menos de cinco excepciones y prueba no aplicada. Con Holm sobre las combinaciones evaluables de cada enfoque no quedó ningún rechazo; con la familia de sensibilidad por nivel rechazó MXN/USD, apreciación al 5%, con EVT (0.028) y FHS (0.026).

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.40. Excepciones del VaR sumadas sobre los cinco cruces.

Enfoque	Cola	0.5%	1%	2.5%	5%
t sesgada	Depreciación	35 (1.00)	94 (1.35)	199 (1.14)	328 (0.94)
	Apreciación	23 (0.66)	52 (0.75)	147 (0.84)	309 (0.89)
FHS	Depreciación	36 (1.03)	67 (0.96)	154 (0.88)	295 (0.85)
	Apreciación	45 (1.29)	76 (1.09)	191 (1.10)	331 (0.95)
EVT	Depreciación	25 (0.72)	69 (0.99)	165 (0.95)	294 (0.84)
	Apreciación	41 (1.18)	88 (1.26)	179 (1.03)	335 (0.96)

Nota: excepciones observadas y, entre paréntesis, su cociente con las esperadas (34.875, 69.75, 174.375 y 348.75). Suma descriptiva, sin prueba conjunta.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.41. Resumen de los retrocontrastes por enfoque.

Enfoque	Pruebas CC	Rechazos CC	CC Holm	Pruebas ES	Rechazos ES	ES Holm
EVT	40	3	0	38	4	0
FHS	40	2	0	39	3	0
t sesgada	40	2	0	36	2	0

Nota: CC, prueba de cobertura condicional del VaR; ES, retrocontraste del déficit esperado. Rechazos nominales al 5% y rechazos tras Holm sobre las combinaciones de cada enfoque y prueba (40 previstas).

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.42. Transformación integral de probabilidad de los residuos predictivos con la cola EVT.

Cruce	n	Media	D.E.	p KS	p LB nivel	p LB cuadrado
MXN/USD	1 395	0.499	0.281	0.368	0.130	1.000
MXN/EUR	1 395	0.498	0.279	0.242	0.660	1.000
MXN/GBP	1 395	0.494	0.281	0.071	0.498	0.498
MXN/JPY	1 395	0.495	0.285	0.381	1.000	1.000
MXN/CNY	1 395	0.494	0.280	0.154	0.660	1.000

Nota: distribución predictiva con historia expansiva de residuos, 2021-2026. Bajo una calibración correcta, la transformación es uniforme (media 0.5 y D.E. 0.289). KS, Kolmogorov y Smirnov; LB, Ljung y Box con 20 rezagos sobre el nivel y el cuadrado, con ajuste de Holm.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

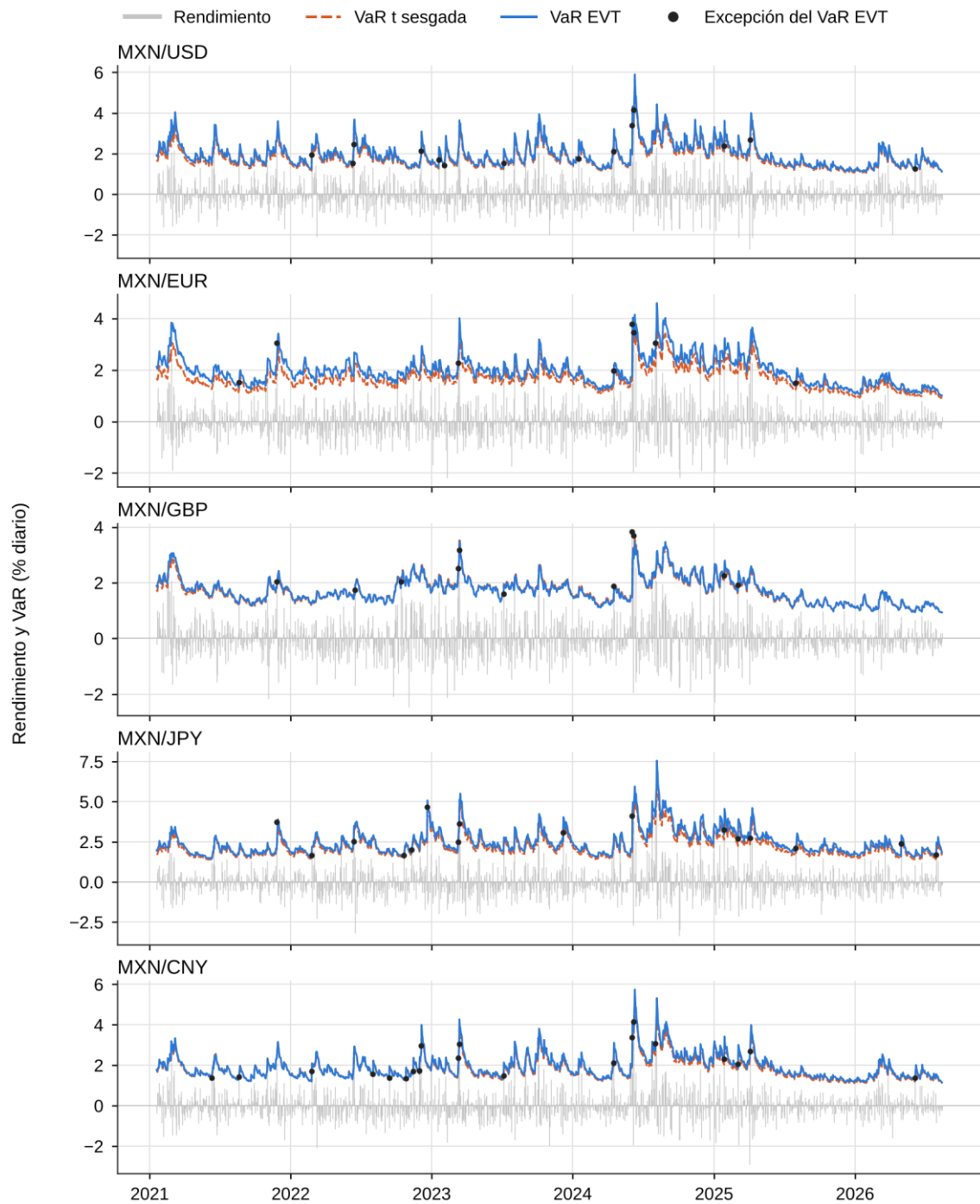


Figura B.3. VaR al 1% de las depreciaciones pronosticado con la t sesgada y con EVT frente al rendimiento, 2021-2026.

Nota: los puntos marcan las fechas en que el rendimiento superó el VaR de EVT.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.43. Distribución de Pareto generalizada de muestra completa para la reconstrucción histórica.

Cruce	Desde	n	Excesos	ξ^+ (EE)	ξ^- (EE)
MXN/USD	1999-01-05	6 925	692	0.086 (0.040)	0.039 (0.038)
MXN/EUR	1999-01-05	6 925	692	0.017 (0.034)	-0.061 (0.036)
MXN/GBP	1999-01-05	6 925	692	0.047 (0.036)	-0.002 (0.033)
MXN/JPY	1999-01-05	6 925	692	0.071 (0.040)	-0.030 (0.034)
MXN/CNY	2005-07-22	5 277	528	0.082 (0.047)	-0.040 (0.044)

Nota: ajuste dentro de muestra en una sola ventana hasta el 14 de agosto de 2026, umbral en el percentil 90. La reconstrucción del ES usó colas móviles de 1 000 residuos actualizadas cada 20.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.44. Relación entre el ES al 1% de las depreciaciones y la volatilidad condicional en la reconstrucción histórica.

Cruce	ES/ σ mínimo	ES/ σ máximo	CV de ES/ σ	R ² log ES y log σ	R ² ES FHS y EVT
MXN/USD	2.937	4.115	0.069	0.973	0.999
MXN/EUR	2.544	3.909	0.116	0.854	0.997
MXN/GBP	2.495	3.711	0.092	0.896	0.998
MXN/JPY	2.860	4.126	0.076	0.947	0.998
MXN/CNY	3.084	4.198	0.060	0.972	0.996

Nota: ES/ σ , cociente entre el ES de EVT y la volatilidad condicional en cada fecha; CV, coeficiente de variación. R², cuadrado de la correlación entre las series indicadas.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro B.45. Sensibilidad del ES histórico de MXN/USD a la longitud de la ventana de cola.

Ventana	n	Correlación	Razón mediana	Desvío máximo
500	6 925	0.9782	1.0073	0.3244
1 500	6 925	0.9948	0.9896	0.1191

Nota: comparación con la ventana principal de 1 000 residuos, ES al 1% de las depreciaciones. Razón, ES de la sensibilidad entre ES principal; desvío máximo, máximo del valor absoluto de la razón menos uno. Reconstrucción descriptiva, distinta del retrocontraste.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

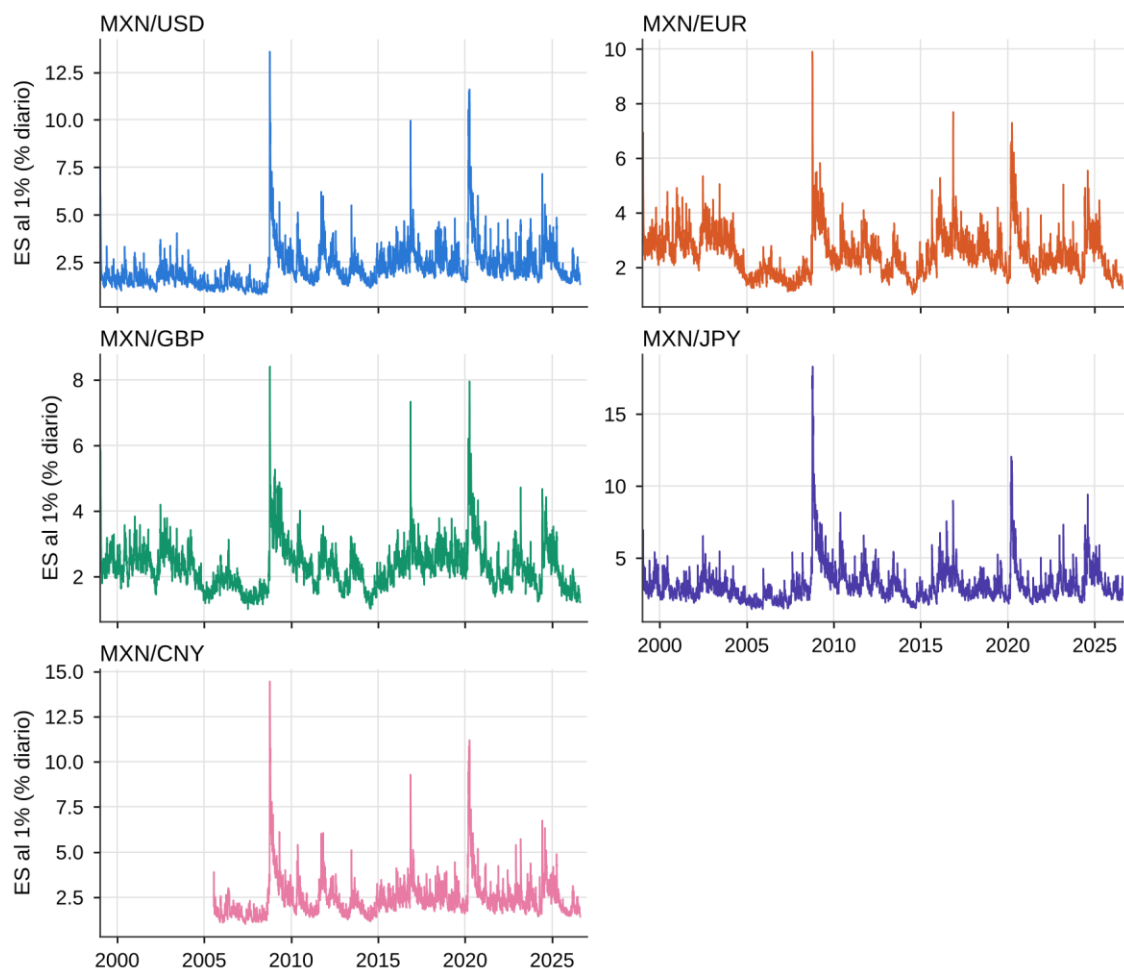


Figura B.4. ES al 1% de las depreciaciones en la reconstrucción histórica, 1999-2026.

Nota: volatilidad filtrada con parámetros de muestra completa y cola EVT móvil de 1 000 residuos actualizada cada 20; MXN/CNY desde julio de 2005. Medida descriptiva, no evaluada fuera de muestra.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

APÉNDICE C: Series de los mercados mexicanos, conectividad y riesgo de cola

Se complementan los resultados de los artículos segundo y tercero. pp denota puntos porcentuales; pb, puntos base. El IPC entra como rendimiento logarítmico porcentual y la TIIE y el Bono M como cambios en pb; los cruces como rendimientos porcentuales con signo positivo para una depreciación del peso.

C.1 Series de los mercados mexicanos y del VIX

Los mercados mexicanos se representaron con el S&P/BMV IPC de cierre (serie SF43716 del cuadro CF103 del SIE del Banco de México), la TIIE a 28 días (SF43783, cuadro CF101) y el Bono M de referencia de 7 a 10 años (vector de precios del cuadro CF300, series SF45430, SF45454, SF45455 y SF45478); el VIX con la serie VIXCLS de FRED. Las fechas se alinearon al calendario de las cotizaciones del reporte H.10. Las fechas sin observación mexicana se eliminaron, sin imputar valores y los rendimientos y cambios se calcularon entre fechas consecutivas conservadas.

Cuadro C.1. Disponibilidad de las series de los mercados mexicanos y del VIX en los archivos de origen.

Serie	Filas fechadas	Válidas	Fin de semana	Faltantes en día hábil	Inicio	Fin
VIX	7 205	6 979	0	226	1999-01-04	2026-08-14
IPC	6 960	6 957	0	3	1999-01-04	2026-08-27
TIIE	9 312	6 962	2 154	196	1999-01-04	2026-08-28
Bono M	5 866	5 865	0	1	2003-05-16	2026-08-27

Nota: las exportaciones del SIE incluyen filas de fin de semana sin dato; los faltantes en día hábil de las series mexicanas corresponden a feriados bancarios. Ninguna serie tuvo fechas duplicadas.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y de FRED (VIXCLS).

Cuadro C.2. Conciliación del calendario de las cotizaciones H.10 con los calendarios mexicano y del VIX.

Concepto	Valor
Fechas del calendario maestro (H.10) del 4 de enero de 1999 al 14 de agosto de 2026	6 926
Fechas maestras sin observación del IPC o de la TIIE (feriados de México)	219
Fechas de la muestra núcleo	6 707
Rendimientos y cambios de la muestra núcleo	6 706
Rendimientos que abarcan más de un paso del calendario maestro	188
Días hábiles mexicanos fuera del calendario maestro (feriados de EE. UU.)	241
Fechas con nivel del Bono M (desde el 16 de mayo de 2003)	5 648
Cambios del Bono M utilizables	5 624
Rezago mediano del VIX (días naturales)	2
Rezago máximo del VIX (días naturales)	10

Nota: un paso del calendario maestro es la distancia entre dos fechas consecutivas con cotización H.10. La muestra núcleo exige IPC y TIIE; los cambios del Bono M excluyen los que abarcan un reemplazo del título de referencia y los seis con cupón inconsistente. El rezago del VIX se mide en días naturales entre la fecha de observación y la del cierre empleado.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal y del VIX (VIXCLS), obtenidos de FRED, y del SIE del Banco de México.

Cuadro C.3. Horizonte efectivo de los rendimientos y rezago del VIX en la muestra núcleo, 1999-2026.

Medida	Valor	Observaciones	Participación (%)
Pasos del calendario de cada rendimiento	1	6 518	97.20
	2	158	2.36
	3	29	0.43
	4	1	0.01
Días naturales entre la observación y el cierre del VIX	2	3 838	57.24
	3	119	1.77
	4	2 187	32.62
	5	521	7.77
	6	38	0.57
	8	1	0.01
	10	1	0.01

Nota: 6 706 rendimientos de la muestra núcleo y 6 705 con cierre del VIX asignado. Un rendimiento de más de un paso abarca un feriado mexicano. El cierre del VIX empleado fue, en el calendario regular, el de dos días naturales antes de la observación; los rezagos mayores corresponden a fines de semana y feriados.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal y del VIX (VIXCLS), obtenidos de FRED, y del SIE del Banco de México.

El cuadro CF300 publica el vector diario de precios del título de referencia vigente en la banda de 7 a 10 años, no una tasa a plazo constante. El rendimiento al vencimiento y_t se obtuvo en cada fecha invirtiendo la fórmula de valuación del precio sucio P_t , con cupones cada 182 días sobre un valor nominal de 100 y tasa anualizada en base 360:

$$P_t = \sum_{k=1}^N \frac{C}{\left(1 + \frac{182 y_t}{360}\right)^{d_k/182}} + \frac{100}{\left(1 + \frac{182 y_t}{360}\right)^{d_N/182}}, \quad C = \frac{182 c_t}{360},$$

donde d_N es el plazo residual en días, N el menor entero no menor que $d_N/182$, $d_k = d_N - (N - k) \cdot 182$ y c_t el cupón vigente en por ciento. La variable de trabajo fue el cambio diario $100\Delta y_t$ en puntos base. El rendimiento al vencimiento no depende de la duración del título que disminuye entre reemplazos; el Cuadro C.7 muestra el efecto de esa duración sobre el rendimiento del precio.

Un reemplazo del título de referencia se identificó cuando el plazo residual no disminuyó exactamente los días naturales transcurridos o cuando cambió el cupón. La regla identificó 17 reemplazos; el cambio de rendimiento que abarca cada uno quedó como faltante. Tres niveles publicados con interés devengado igual a cero un día antes de la fecha de cupón de la rejilla de 182 días (31 de diciembre de 2003, 24 de diciembre de 2008 y 11 de diciembre de 2019), cuando el pago ya se había liquidado por el ajuste de día inhábil produjeron rendimientos con un cupón inconsistente; los seis cambios que entran o salen de esos niveles también quedaron como faltantes, sin imputar.

Cuadro C.4. Reemplazos del título de referencia del Bono M de 7 a 10 años.

Fecha	Plazo (días)	Cupón (%)	Precio limpio	Precio sucio	Rendimiento (%)	Vencimiento implícito
2004-01-08	3 633	8.00	97.674	97.852	8.342	2013-12-19
2005-01-06	3 633	9.50	97.356	97.541	9.920	2014-12-18
2006-01-12	3 626	8.00	98.641	98.952	8.200	2015-12-17
2007-02-01	3 605	7.25	95.697	96.402	7.878	2016-12-15
2008-01-31	3 605	7.75	100.744	101.498	7.641	2017-12-14
2009-02-12	3 591	8.50	100.557	101.738	8.410	2018-12-13
2010-02-25	3 759	8.00	102.196	103.596	7.688	2020-06-11
2011-02-03	3 780	6.50	93.026	93.785	7.469	2021-06-10
2012-02-27	3 755	6.50	101.200	102.410	6.339	2022-06-09
2013-04-04	3 899	8.00	125.415	127.748	4.940	2023-12-07
2014-01-23	3 969	10.00	127.342	128.314	6.488	2024-12-05
2015-10-19	3 790	5.75	97.759	98.270	6.040	2026-03-05
2017-05-04	3 682	7.50	102.237	105.154	7.186	2027-06-03
2019-01-14	3 790	8.50	99.083	99.839	8.632	2029-05-31
2020-11-12	3 850	7.75	113.489	116.804	6.020	2031-05-29
2022-12-09	3 821	7.50	89.693	89.714	9.030	2033-05-26
2025-10-29	3 767	8.00	94.389	95.611	8.830	2036-02-21

Nota: valores del título entrante en la fecha del reemplazo; precios por cada 100 de valor nominal. El vencimiento implícito suma el plazo a la fecha.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

Cuadro C.5. Cambios de rendimiento del Bono M excluidos por un cupón inconsistente.

Fecha del cambio	Fecha del nivel afectado	Cambio sin corregir (pb)
2003-12-31	2003-12-31	69.4
2004-01-02	2003-12-31	-79.4
2008-12-24	2008-12-24	94.6
2008-12-26	2008-12-24	-94.9
2019-12-11	2019-12-11	55.5
2019-12-13	2019-12-11	-63.5

Nota: los seis cambios quedaron como faltantes, sin imputar. Su efecto sobre la distribución de los cambios se presenta en el cuadro siguiente.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

Cuadro C.6. Cambios diarios del Bono M antes y después de excluir los seis cambios con cupón inconsistente.

Serie	n	Media	D.E.	Asimetría	Curtosis	Mínimo	Máximo
Sin la exclusión	5 630	-0.025	8.169	-0.394	26.06	-103.08	94.58
Con la exclusión (serie de trabajo)	5 624	-0.022	7.770	-0.362	19.69	-103.08	85.00

Nota: cambios en pb; curtosis de Pearson (no en exceso). La exclusión conservó 99.89% de los cambios y redujo la desviación estándar en 4.89% y la curtosis en 24.44%.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

Cuadro C.7. Efecto del plazo residual del Bono M sobre la variabilidad del rendimiento de su precio.

Cuartil de plazo	n	Plazo medio (años)	D.E. del precio (%)	D.E. de la tasa (pb)	Sensibilidad (años)
Q1 (más corto)	1 463	8.76	0.536	9.60	5.58
Q2	1 462	9.35	0.546	8.62	6.34
Q3	1 473	9.71	0.481	7.12	6.76
Q4 (más largo)	1 449	10.19	0.445	6.22	7.15

Nota: cuartiles del plazo residual del título vigente. Rendimientos diarios del precio limpio entre fechas consecutivas del SIE con precio publicado (5 847), sin los cambios que abarcan un reemplazo. Sensibilidad, cociente entre la desviación estándar del rendimiento del precio y la del cambio de la tasa, reescalado a años; aproxima la duración modificada.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

Hasta el 31 de diciembre de 2024 la TIIE a 28 días se determinó con cotizaciones de instituciones de crédito; desde el 1 de enero de 2025 se calcula a partir de la TIIE de Fondeo. El cambio del 2 de enero de 2025 (23.41 pb) que enlaza las dos metodologías quedó como faltante. El SIE fecha la tasa un día hábil después de su determinación, la serie se fechó en su día de determinación tras cotejarla con los cambios de la tasa objetivo.

Cuadro C.8. Cambios diarios de la TIIE a 28 días antes y después del cambio de metodología de 2025.

Metodología	n	Media	D.E.	Ceros (%)	P1	P99
Cotizaciones bancarias, hasta 2024	6 313	-0.372	13.734	8.54	-37.50	37.50
TIIE de Fondeo, desde 2025	392	-0.955	7.221	34.44	-29.14	12.24

Nota: cambios en pb de la serie de trabajo, fechada en su día de determinación y sin el cambio que enlaza las dos metodologías; P1 y P99, percentiles 1 y 99. Muestra núcleo hasta el 14 de agosto de 2026.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

Cuadro C.9. Verificación de la fecha asignada a la TIIE a 28 días.

Fechado	Periodo	Cambios	Día previo	Día efectivo	Día posterior
SIE	2008 a 2024	60	0.027	0.031	0.491
Determinación	2008 a 2024	60	0.031	0.490	0.208
SIE	2025 a 2026	10	0.003	-0.027	1.055
Determinación	2025 a 2026	10	-0.027	1.055	0.064

Nota: pendiente de la regresión por mínimos cuadrados del cambio de la TIIE sobre el cambio de la tasa objetivo, ambos en pb, en los días de cambio de la tasa, según el desfase respecto de su fecha efectiva. Cambios con fecha efectiva en el calendario común: 60 de 61 en 2008 a 2024 y 10 de 10 en 2025 a 2026. Con el fechado del SIE la respuesta máxima cae el día hábil siguiente; con la fecha de determinación, en la fecha efectiva, que es el fechado adoptado.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y de los anuncios de política monetaria del Banco de México.

Cuadro C.10. Participación de los días de cambio de la tasa objetivo en la varianza de los cambios diarios de la TIIE y del Bono M.

Serie	Periodo	n	Días con cambio	Días (%)	Varianza (%)
TIIE, fecha de determinación	2008 a 2024	4 105	61	1.49	68.4
TIIE, fecha del SIE	2008 a 2024	4 105	61	1.49	5.7
Bono M	2008 a 2024	4 089	61	1.49	4.6
TIIE, fecha de determinación	2025 a 2026	392	10	2.55	67.0
TIIE, fecha del SIE	2025 a 2026	392	10	2.55	0.1
Bono M	2025 a 2026	391	10	2.56	2.5
TIIE, fecha de determinación	2008 a 2026	4 497	71	1.58	68.6
TIIE, fecha del SIE	2008 a 2026	4 497	71	1.58	4.3
Bono M	2008 a 2026	4 481	71	1.58	4.4

Nota: varianza (%), suma de los cuadrados de los cambios centrados en los días de cambio efectivo de la tasa objetivo como porcentaje de la suma en todos los días del periodo. El último bloque reúne los dos periodos.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y de los anuncios de política monetaria del Banco de México.

Cuadro C.11. Estadísticos descriptivos de las series de trabajo de los mercados mexicanos y del VIX.

Serie	n	Media	D.E.	Asimetría	Curtosis	Mínimo	Máximo	Ceros (%)
log VIX	6 705	2.927	0.350	0.628	3.48	2.21	4.42	0.00
IPC	6 706	0.042	1.269	-0.003	8.34	-9.66	11.11	0.01
TIIE	6 705	-0.406	13.441	7.589	369.26	-199.00	518.50	10.05
Bono M	5 624	-0.022	7.770	-0.362	19.69	-103.08	85.00	0.00

Nota: logaritmo del VIX del cierre empleado; rendimiento del IPC en por ciento diario; cambios de la TIIE y de la tasa del Bono M en pb. Curtosis de Pearson (no en exceso). Muestra núcleo del 5 de enero de 1999 al 14 de agosto de 2026; la del Bono M comienza el 19 de mayo de 2003.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y de FRED (VIXCLS).

Cuadro C.12. Pruebas de raíz unitaria y de estacionariedad de las series de los mercados mexicanos y del VIX.

Serie	ADF	PP	KPSS	Conclusión
log VIX	-7.854	-7.111	3.621	Ambigua
IPC	-58.059	-75.562	0.380	I(0)
TIIE	-52.974	-66.224	1.090	Ambigua
Bono M	-52.296	-69.240	0.079	I(0)

Nota: pruebas del análisis exploratorio, con la TIIE en la fecha del SIE y el Bono M sin excluir los seis cambios con cupón inconsistente. Todas las especificaciones con constante. Valores críticos al 5%: ADF, -2.86; PP, -2.863; KPSS, 0.463. Ambigua, ADF y PP rechazaron la raíz unitaria y KPSS rechazó la estacionariedad.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y de FRED (VIXCLS).

Cuadro C.13. Memoria larga en las series con conclusión ambigua de estacionariedad.

Serie	a	m	d	EE	p
log VIX	0.5	81	0.650	0.078	< 0.001
	0.6	197	0.709	0.048	< 0.001
	0.7	476	0.793	0.030	< 0.001
TIIE	0.5	81	0.109	0.078	0.163
	0.6	197	0.136	0.048	0.005
	0.7	476	0.082	0.030	0.007

Nota: pruebas del análisis exploratorio, con la TIIE en la fecha del SIE y el Bono M sin excluir los seis cambios con cupón inconsistente. Estimador de Geweke y Porter-Hudak con ancho de banda m igual a n elevado a la a ; hipótesis nula $d = 0$. Estadístico R/S modificado de Lo: log VIX, 1.268 ($q = 278$); TIIE, 2.238 ($q = 12$); región de no rechazo de memoria corta al 5%, [0.809, 1.862].

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y de FRED (VIXCLS).

Cuadro C.14. Dependencia en la media y efectos ARCH de los mercados mexicanos.

Serie	AR elegido	Q robusto (10)	p	ARCH-LM (5)	ARCH-LM (10)
IPC	2	4.759	0.907	< 0.001	< 0.001
TIIE	5	9.362	0.498	< 0.001	< 0.001
Bono M	1	3.874	0.953	< 0.001	< 0.001

Nota: pruebas del análisis exploratorio, con la TIIE en la fecha del SIE y el Bono M sin excluir los seis cambios con cupón inconsistente. Filtro autorregresivo elegido por el criterio de información bayesiano entre los órdenes 0 y 5; Q robusto, prueba de autocorrelación robusta a heterocedasticidad sobre sus residuos con 10 rezagos; ARCH-LM, valores p con 5 y 10 rezagos.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

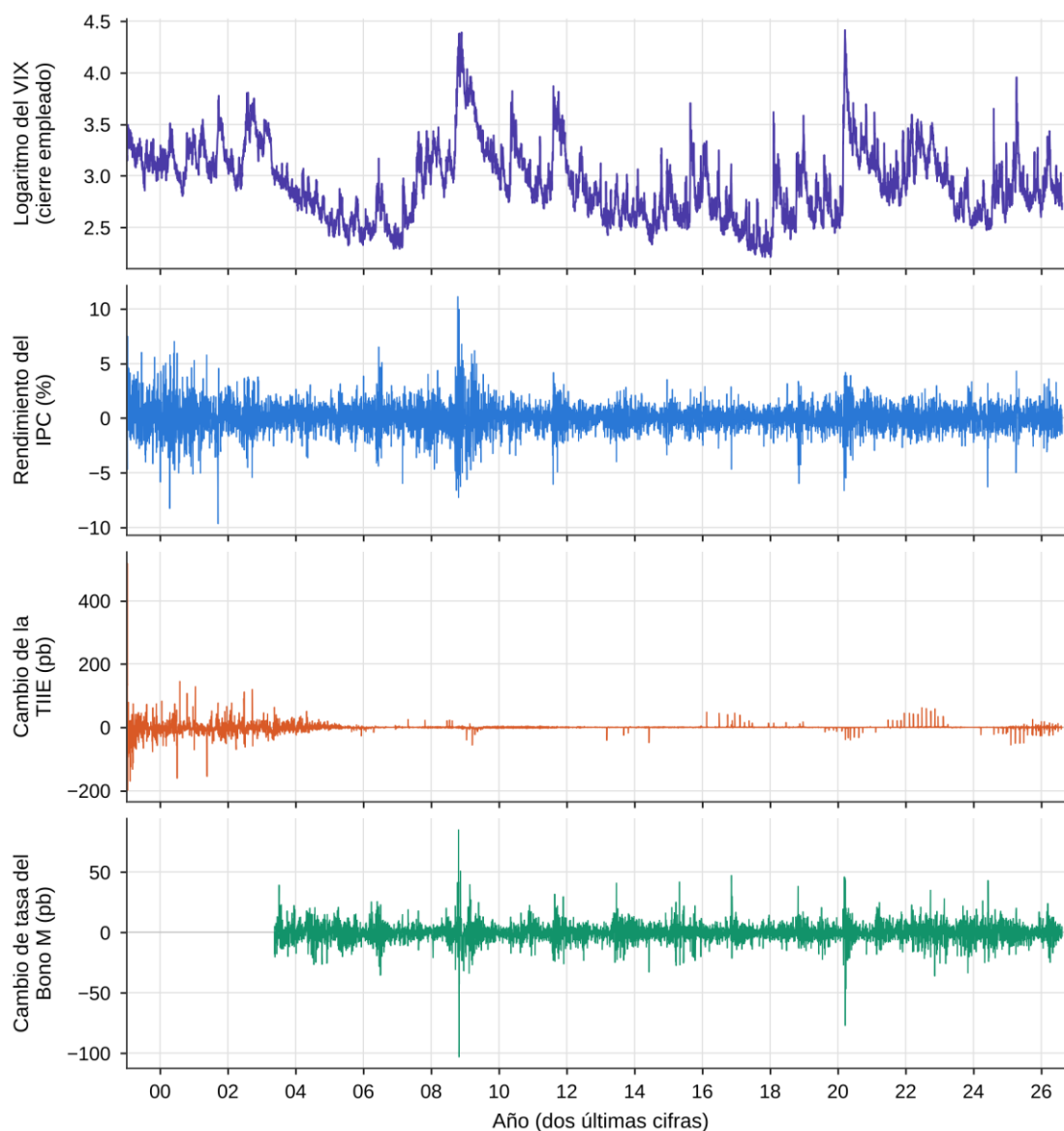


Figura C.1. Series de los mercados mexicanos y del VIX, 1999-2026.

Nota: logaritmo del VIX del cierre empleado; rendimiento diario del IPC en por ciento; cambios diarios de la TIIE (fecha en su día de determinación) y de la tasa del Bono M en pb. La serie del Bono M comienza el 19 de mayo de 2003.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y de FRED (VIXCLS).

C.2 Modelos y colas de los receptores

Los tres receptores se modelaron con media constante e innovación t de Student sesgada. Los diagnósticos de la muestra de estimación los situaron en la clase

de memoria larga sin asimetría, por lo que compitieron FIEGARCH(1,d,1) y GARCH(1,1) en la comparación fuera de muestra.

Cuadro C.15. Diagnóstico de los receptores en la muestra de estimación.

Receptor	ARCH-LM (20)	p Engle y Ng	d GPH, abs.	d Whittle, abs.	d GPH, cuad.	d Whittle, cuad.
IPC	1 141.2	0.001	0.59 (0.06)	0.54 (0.04)	0.71 (0.06)	0.67 (0.04)
TIIE	227.3	0.416	0.54 (0.06)	0.53 (0.04)	0.34 (0.06)	0.35 (0.04)
Bono M	1 237.0	0.351	0.33 (0.06)	0.32 (0.04)	0.15 (0.06)	0.16 (0.04)

Nota: muestra de estimación hasta el 31 de diciembre de 2019 (4 046 cambios en el IPC y la TIIE y 4 026 en el Bono M). ARCH-LM con 20 rezagos, con $p < 0.001$ en los tres receptores. p Engle y Ng, contraste conjunto de sesgo de signo y de tamaño sobre los residuos de un GARCH(1,1) auxiliar; por separado, solo el sesgo de signo del IPC fue significativo ($t = 2.35$, $p = 0.019$). d, parámetro de memoria de los cambios absolutos (abs.) y al cuadrado (cuad.), por el periodograma de Geweke y Porter-Hudak (GPH) y por Whittle local, con $m = T^{0.6}$ frecuencias; error estándar entre paréntesis. Todos los d fueron significativos.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

Cuadro C.16. Comparación predictiva de los filtros candidatos.

Receptor	n	QLIKE FIEGARCH	QLIKE GARCH	DM	p	Elegido
IPC	1 601	1.098	1.103	-0.33	0.739	GARCH
TIIE	1 208	4.869	23.595	-4.08	< 0.001	FIEGARCH
Bono M	1 598	4.906	4.915	-0.77	0.440	GARCH

Nota: pronósticos a un paso desde el 2 de enero de 2020, ventana expansiva y reestimación cada 20 observaciones (83 bloques en el IPC y el Bono M; 63 en la TIIE, cuya muestra termina en diciembre de 2024). DM, estadístico de Diebold y Mariano bilateral sobre la diferencia de pérdidas QLIKE, FIEGARCH menos GARCH. Un resultado no concluyente al 5% conservó GARCH.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

Cuadro C.17. Parámetros de los filtros seleccionados con muestra completa.

Parámetro	IPC GARCH	TIIE FIEGARCH	Bono M GARCH
μ	0.0000 (0.0122)	0.0918 (0.0184)	0.0000 (0.0762)
ω	0.0225 (0.0049)	—	1.4230 (0.2530)
α_1	0.0825 (0.0087)	—	0.1374 (0.0141)
β_1	0.8999 (0.0106)	—	0.8429 (0.0146)
ξ	0.9140 (0.0173)	0.9879 (0.0165)	0.9813 (0.0190)
ν	8.6176 (0.9027)	2.0181 (0.0075)	6.3931 (0.4934)
$\omega (\ln \sigma)$	—	3.6465 (0.4837)	—
ϕ_1	—	0.1779 (0.1562)	—
κ	—	0.6100 (0.1379)	—
γ	—	1.0000 (0.2218)	—
d	—	0.4990 (0.0289)	—

Nota: estimación (error estándar). IPC en rendimiento porcentual; tasas en cambios de pb. ξ , asimetría y ν , grados de libertad de la t sesgada; $\omega (\ln \sigma)$, constante de la ecuación del logaritmo de la varianza de FIEGARCH. Muestra completa hasta el 14 de agosto de 2026 en el IPC y el Bono M y hasta el 31 de diciembre de 2024 en la TIIE. En la TIIE, $d = 0.499$ quedó en la cota y $\nu \approx 2.02$; sus errores estándar no validan una prueba regular de memoria.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

Cuadro C.18. Resumen de los filtros seleccionados con muestra completa.

Receptor	n	Persistencia	Vida media	σ mediana	σ P95	σ máxima	Fecha del máximo
IPC	5 647	0.9823	38.9	0.962	1.848	4.76	2008-10-29
TIIE	5 254	—	—	7.294	29.195	3 303.23	2014-06-09
Bono M	5 624	0.9803	34.9	6.203	12.293	57.33	2008-10-29

Nota: GARCH(1,1) en el IPC y el Bono M y FIEGARCH(1,d,1) en la TIIE. Persistencia $\alpha_1 + \beta_1$ y vida media en días hábiles; no se definen para FIEGARCH. σ , volatilidad condicional en por ciento diario (IPC) o en pb (tasas); P95, percentil 95. El máximo de la TIIE acompaña al parámetro fraccional en su cota.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

Cuadro C.19. Diagnóstico de los residuos estandarizados de los filtros seleccionados.

Receptor	Modelo	ARCH-LM (20)	p ARCH-LM	p LB z	p LB z ²	p Engle y Ng
IPC	GARCH	11.02	0.946	0.015	0.944	0.008
TIIE	FIEGARCH	3.26	1.000	0.056	1.000	0.011
Bono M	GARCH	17.63	0.612	< 0.001	0.603	0.180

Nota: residuos de la muestra completa. LB, Ljung y Box con 20 rezagos sobre z y z²; Engle y Ng, contraste conjunto de sesgo de signo y de tamaño.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

Cuadro C.20. Prueba BDS por simulación paramétrica sobre los residuos del GARCH(1,1) de referencia de los receptores.

Receptor	m	Réplicas	p	p Holm	Intervalo de Monte Carlo	Resultado
IPC	2	299	0.917	0.917	[0.857, 0.957]	No rechazo
	3	299	0.213	0.427	[0.289, 0.579]	No rechazo
TIIE	2	299	0.087	0.173	[0.086, 0.286]	No rechazo
	3	299	0.143	0.173	[0.086, 0.286]	No rechazo
Bono M	2	299	0.013	0.013	[0.001, 0.044]	Rechazo
	3	299	0.003	0.007	[0.000, 0.044]	Rechazo

Nota: residuos estandarizados de la muestra de estimación, sin las primeras 50 observaciones; m, dimensión de inserción; radio de una desviación estándar. Cada réplica simuló el modelo ajustado con 5 000 observaciones de calentamiento y lo reestimó. Holm sobre las dos dimensiones de cada receptor; el resultado es inconcluso si el intervalo de Monte Carlo del valor p ajustado contiene 0.05. En la TIIE, la acumulación de cambios nulos produce residuos casi idénticos que elevan la integral de correlación.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

Cuadro C.21. Cambios de la varianza incondicional de los receptores.

Receptor	Método	Fecha	IC 95% (años)	D.E. previa	D.E. posterior	Razón
IPC	ICSS	2005-12-30	—	0.983	1.766	1.796
	ICSS	2006-07-24	—	1.766	1.070	0.606
	ICSS	2007-07-23	—	1.070	1.394	1.304
	ICSS	2008-09-12	—	1.394	2.399	1.720
	ICSS	2009-12-01	—	2.399	0.886	0.370
	ICSS	2018-10-17	—	0.886	1.339	1.510
	ICSS	2021-02-02	—	1.339	0.988	0.738
	Bai y Perron	2007-07-23	2006 a 2007	1.136	1.985	1.747
	Bai y Perron	2009-11-09	2009 a 2010	1.985	0.889	0.448
	Bai y Perron	2018-10-01	2016 a 2019	0.889	1.321	1.487
TIIE	Bai y Perron	2021-03-08	2020 a 2026	1.321	0.988	0.748
	ICSS	2005-02-04	—	11.101	3.056	0.275
	ICSS	2020-03-20	—	3.056	5.999	1.963
	Bai y Perron	2005-08-26	2005 a 2006	9.786	3.123	0.319
	Bai y Perron	2011-06-23	2009 a 2013	3.123	4.075	1.305
	Bai y Perron	2024-03-21	2022 a 2024	4.075	6.242	1.532
Bono M	Bai y Perron	2009-06-26	2007 a 2016	9.299	6.389	0.687
	Bai y Perron	2020-02-26	2013 a 2022	6.389	8.236	1.289

Nota: ICSS con el estadístico κ_2 robusto a colas pesadas y a heterocedasticidad condicional (valor crítico al 5% de 1.358); Bai y Perron sobre el valor absoluto de los cambios, con segmento mínimo de 10% y número de quiebres elegido por el criterio bayesiano (con el de Liu, Wu y Zidek se eligen 2 en el IPC, 1 en la TIIE y 0 en el Bono M). D.E. en por ciento diario (IPC) o en pb (tasas); razón, D.E. posterior entre D.E. previa. Muestra del 19 de mayo de 2003 al 14 de agosto de 2026.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

Cuadro C.22. Retrocontrastes del VaR y del ES de los receptores.

Receptor	Cola	Nivel	n	Excep.	Esperadas	p CC	p ES
IPC	Pareto	1%	1 350	12	13.5	0.823	0.476
IPC	Pareto	5%	1 350	51	67.5	0.074	0.952
IPC	t sesgada	1%	1 350	12	13.5	0.823	0.481
IPC	t sesgada	5%	1 350	61	67.5	0.321	0.729
IPC	FHS	1%	1 350	13	13.5	0.873	0.370
IPC	FHS	5%	1 350	53	67.5	0.118	0.910
TIIE	Pareto	1%	957	17	9.6	0.055	—
TIIE	Pareto	5%	957	107	47.9	< 0.001	—
TIIE	t sesgada	1%	957	15	9.6	0.209	< 0.001
TIIE	t sesgada	5%	957	26	47.9	< 0.001	< 0.001
TIIE	FHS	1%	957	17	9.6	0.055	< 0.001
TIIE	FHS	5%	957	107	47.9	< 0.001	< 0.001
Bono M	Pareto	1%	1 348	10	13.5	0.564	0.754
Bono M	Pareto	5%	1 348	68	67.4	0.701	0.559
Bono M	t sesgada	1%	1 348	13	13.5	0.873	0.472
Bono M	t sesgada	5%	1 348	78	67.4	0.221	0.143
Bono M	FHS	1%	1 348	11	13.5	0.714	0.647
Bono M	FHS	5%	1 348	61	67.4	0.711	0.749

Nota: excep., excepciones del VaR; CC, prueba de cobertura condicional de Christoffersen; ES, prueba Z2 de Acerbi y Székely con 5 000 simulaciones. Desde el 19 de enero de 2021, 70 bloques de reestimación en el IPC y el Bono M y 50 en la TIIE. La TIIE se presenta descriptivamente y no entró al sistema de ES; su ES de Pareto no se contrastó porque no estuvo definido en todos los bloques. Guion, prueba no calculada.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

Cuadro C.23. Transformada integral de probabilidad de las predicciones fuera de muestra de los receptores.

Receptor	Cola	n	Media de u	p KS	p LB u	p LB u ²	p Berkowitz
IPC	Pareto	1 350	0.503	0.369	0.335	0.100	0.988
IPC	t sesgada	1 350	0.512	0.128	0.346	0.113	0.651
TIIE	Pareto	957	0.609	< 0.001	< 0.001	< 0.001	< 0.001
TIIE	t sesgada	957	0.561	< 0.001	< 0.001	< 0.001	< 0.001
Bono M	Pareto	1 348	0.506	0.059	< 0.001	0.410	< 0.001
Bono M	t sesgada	1 348	0.516	0.017	0.001	0.455	< 0.001

Nota: u, probabilidad acumulada de la pérdida observada bajo la distribución predictiva de un día, desde 2021; bajo una distribución predictiva correcta es uniforme e independiente. KS, Kolmogorov y Smirnov; LB, Ljung y Box con 20 rezagos; Berkowitz, razón de verosimilitud de media cero, varianza unitaria y ausencia de autocorrelación de la transformación normal de u. En la TIIE la masa de cambios nulos acumula u en un punto.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

Cuadro C.24. Aplicación de la regla de evaluabilidad del ES.

Receptor	Ventanas con ES	%	Bloques con ES	ξ mediano, hist.	ξ mediano, pred.	Hill (EE)	En ES
IPC	234 de 234	100.0	70 de 70	-0.020	-0.023	2.867 (0.171)	Sí
TIIE	125 de 214	58.4	5 de 50	0.726	1.573	0.957 (0.059)	No
Bono M	233 de 233	100.0	70 de 70	0.157	0.097	2.842 (0.170)	Sí

Nota: se exigió $\xi < 1$ en al menos 95% de las ventanas históricas y en todos los bloques predictivos. ξ mediano de las ventanas históricas (hist.) y de los bloques predictivos (pred.). Hill sobre el 5% de extremos de la cola adversa. La falta de evaluabilidad no demuestra que la media poblacional de la cola sea infinita.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

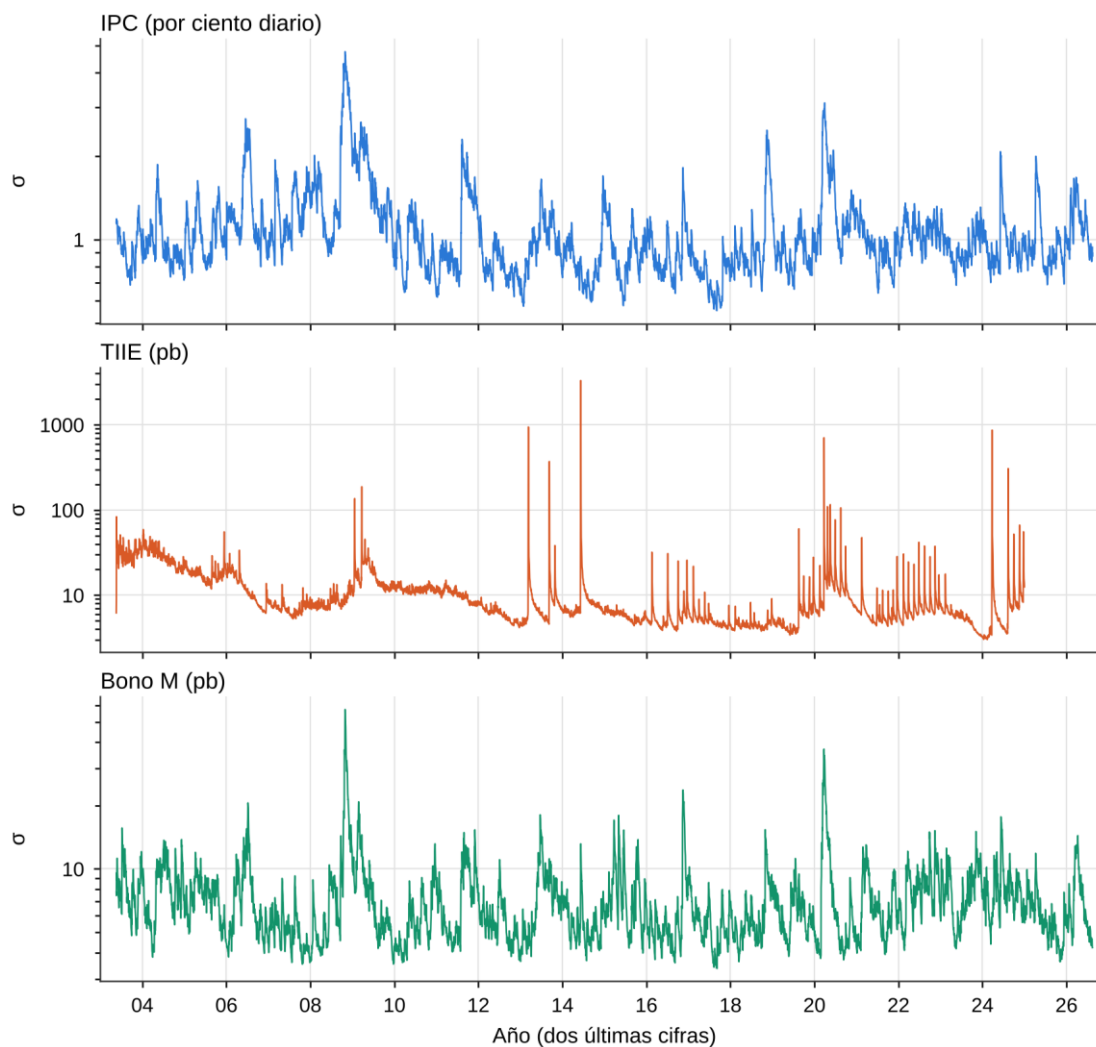


Figura C.2. Volatilidad condicional de los receptores, 2003-2026.

Nota: escala logarítmica. Filtros seleccionados con muestra completa: GARCH(1,1) en el IPC (por ciento diario) y en el Bono M (pb), hasta agosto de 2026, y FIEGARCH(1,d,1) en la TIIE (pb), hasta diciembre de 2024.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México.

C.3 Distribución de referencia de los cruces

Cuadro C.25. Comparación acotada de la distribución de referencia de los cruces.

Cruce	Alternativa	$10^3\Delta\text{BIC}$	p AG Holm	Excesos (ref.)	p CC Holm
MXN/USD	t asim. de Laplace	3.33	0.050	23 (23)	0.598
	GED sesgada	7.36	1.000	23 (23)	0.445
MXN/EUR	t asim. de Laplace	1.45	1.000	23 (23)	0.598
	GED sesgada	4.32	1.000	24 (23)	0.445
MXN/GBP	t asim. de Laplace	2.05	1.000	17 (18)	0.598
	GED sesgada	4.91	1.000	18 (18)	0.445
MXN/JPY	t asim. de Laplace	1.41	1.000	28 (28)	0.116
	GED sesgada	4.24	1.000	28 (28)	0.116

Nota: ΔBIC por observación, alternativa menos t sesgada, sobre 6 925 rendimientos; la columna muestra 1 000 veces esa diferencia y un valor positivo favorece a la t sesgada. Ninguna alternativa mejoró el BIC en ningún cruce. AG, contraste de Amisano y Giacomini de la puntuación logarítmica ponderada en las colas de 1 655 predicciones de densidad fuera de muestra, con Holm sobre las ocho comparaciones. Excesos del VaR al 1% en depreciaciones en las mismas fechas (entre paréntesis, los de la t sesgada) y valor p de la prueba de cobertura condicional con Holm sobre los cuatro cruces de cada alternativa. La aceptación de una alternativa exigía mejora del BIC en al menos tres de los cuatro cruces sin deterioro de la calibración del VaR.

Fuente: elaboración propia con datos del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

C.4 Validación de la descomposición generalizada

Cuadro C.26. Recuperación de participaciones en procesos simulados.

Proceso	Receptor	x_1	x_2	x_3
Correlacionado	x_1	81.04 / 81.23	16.60 / 16.31	2.36 / 2.46
	x_2	6.60 / 6.28	84.46 / 84.51	8.94 / 9.21
	x_3	3.67 / 3.70	6.71 / 6.80	89.61 / 89.50
Direccional	x_1	100.00 / 99.99	0.00 / 0.01	0.00 / 0.00
	x_2	26.51 / 26.52	73.49 / 73.48	0.00 / 0.00
	x_3	19.39 / 19.92	0.00 / 0.00	80.61 / 80.08

Nota: valor verdadero / recuperado, en porcentaje; filas receptoras y columnas emisoras, normalización por filas a 100 y horizonte $h = 0, \dots, H - 1$. En el proceso direccional, x_1 transmitió a x_2 y x_3 sin recibir retroalimentación. Diferencia máxima frente al proceso verdadero de 0.313 pp en el correlacionado y 0.535 pp en el direccional, con tolerancia de 1 pp. Sobre los mismos parámetros estimados, la implementación manual y el paquete difirieron en menos de 10^{-13} pp, y las identidades de TO, FROM, NET y TCI se cumplieron con diferencias del orden de 10^{-14} pp. Una ventana de 250 observaciones con dos rezagos produjo 248 ecuaciones, y el número de ventanas fue $n - W + 1$.

Fuente: elaboración propia mediante simulación y cotejo de implementaciones.

C.5 Conectividad estática: matrices e intervalos

Cuadro C.27. Conectividad estática del déficit esperado en el sistema de seis nodos, muestra principal y alineación simultánea.

Receptor	USD	EUR	GBP	JPY	IPC	Bono M	FROM
MXN/USD	44.7	16.9	15.0	20.0	1.7	1.7	55.3
MXN/EUR	17.3	40.7	22.1	17.9	1.0	1.0	59.3
MXN/GBP	17.0	24.2	41.9	14.5	1.5	0.9	58.1
MXN/JPY	22.1	17.8	13.8	42.7	3.1	0.5	57.3
IPC	3.7	2.0	2.9	5.2	82.7	3.5	17.3
Bono M	6.4	3.9	2.8	2.5	4.2	80.2	19.8
TO	66.6	64.8	56.5	60.0	11.4	7.7	44.5
NET	11.3	5.4	-1.5	2.7	-5.9	-12.1	

Nota: participación del origen del choque (columna) en la varianza del error de pronóstico a diez observaciones del receptor (fila), en porcentaje; la diagonal es la participación propia. Las filas suman 100 antes del redondeo; FROM, TO y NET en pp, y la celda FROM de la fila TO es el índice de conectividad total. Logaritmo del ES al 1% con cola de Pareto generalizada; VAR de dos rezagos, 5 232 observaciones del 19 de mayo de 2003 al 31 de diciembre de 2024. En las columnas, USD, EUR, GBP y JPY designan los cruces MXN/USD, MXN/EUR, MXN/GBP y MXN/JPY.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.28. Conectividad estática de los rendimientos y cambios diarios en el sistema de siete nodos, muestra principal y alineación simultánea.

Receptor	USD	EUR	GBP	JPY	IPC	TIIE	Bono M	FROM
MXN/USD	34.8	17.7	16.1	20.9	5.4	0.0	5.1	65.2
MXN/EUR	18.4	36.3	22.9	18.4	1.9	0.0	2.0	63.7
MXN/GBP	18.0	24.6	39.0	15.3	1.4	0.0	1.7	61.0
MXN/JPY	22.3	18.8	14.5	37.1	5.4	0.0	1.9	62.9
IPC	9.4	3.4	2.4	9.4	70.2	0.0	5.2	29.8
TIIE	0.2	0.1	0.1	0.0	0.0	98.1	1.6	1.9
Bono M	10.4	4.0	3.3	3.6	5.3	0.8	72.7	27.3
TO	78.6	68.5	59.2	67.6	19.4	0.9	17.5	44.5
NET	13.4	4.9	-1.7	4.7	-10.4	-1.0	-9.8	

Nota: participación del origen del choque (columna) en la varianza del error de pronóstico a diez observaciones del receptor (fila), en porcentaje; la diagonal es la participación propia. Las filas suman 100 antes del redondeo; FROM, TO y NET en pp, y la celda FROM de la fila TO es el índice de conectividad total. VAR de un rezago, 5 232 observaciones del 19 de mayo de 2003 al 31 de diciembre de 2024. En las columnas, USD, EUR, GBP y JPY designan los cruces MXN/USD, MXN/EUR, MXN/GBP y MXN/JPY.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.29. Rejilla completa de calibración del remuestreo de conectividad.

Sistema	TCI	$\ell = 18$	$\ell = 60$	$\ell = 120$	$\ell = 250$
Vol., 7 n., simult.	38.77	10.89 (0.000)	6.03 (0.028)	3.69 (0.122)	1.84 (0.266)
Vol., 7 n., secuenc.	38.23	10.94 (0.000)	5.77 (0.036)	3.43 (0.124)	1.67 (0.266)
ES Pareto, 6 n., simult.	44.50	11.82 (0.000)	6.84 (0.022)	4.07 (0.110)	2.10 (0.270)
ES Pareto, 6 n., secuenc.	43.74	12.09 (0.000)	6.72 (0.018)	3.76 (0.102)	1.87 (0.276)
ES FHS, 6 n., simult.	44.44	12.05 (0.000)	6.94 (0.022)	4.18 (0.100)	2.14 (0.264)
ES FHS, 6 n., secuenc.	43.70	12.30 (0.000)	6.89 (0.016)	3.83 (0.098)	1.94 (0.276)
Vol., 6 n., ext.	44.31	10.77 (0.000)	5.91 (0.042)	3.78 (0.138)	2.43 (0.208)
ES Pareto, 6 n., ext.	44.39	11.60 (0.000)	6.61 (0.018)	4.18 (0.098)	2.78 (0.186)
ES FHS, 6 n., ext.	44.33	11.59 (0.000)	6.67 (0.016)	4.18 (0.096)	2.83 (0.188)
Cambios, 7 n., simult.	44.55	-0.13 (0.536)	-0.02 (0.502)	-0.04 (0.508)	-0.01 (0.506)
Cambios, 7 n., ext.	44.32	-0.11 (0.536)	0.01 (0.498)	0.03 (0.496)	0.23 (0.444)
Cambios, 6 n., ext.	51.39	-0.15 (0.536)	-0.03 (0.506)	-0.07 (0.510)	0.25 (0.454)

Nota: 500 réplicas de bloques móviles por sistema y longitud ℓ . Cada celda muestra el desplazamiento de la mediana de las réplicas respecto del TCI estimado, en pp, y entre paréntesis la fracción de réplicas inferiores. Salvaguarda de centrado: desplazamiento absoluto no mayor que 1 pp y fracción de 0.25 a 0.75. Ninguna longitud la cumplió en volatilidad o ES; todas la cumplieron en cambios y se adoptó $\ell = 18$. Vol., volatilidad; ES Pareto y ES FHS, déficit esperado con cola de Pareto generalizada y con simulación histórica filtrada; Cambios, rendimientos y cambios diarios; n., nodos; simult. y secuenc., alineaciones simultánea y secuencial; ext., muestra extendida hasta agosto de 2026 (las demás filas terminan en 2024).

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.30. Intervalos bootstrap del índice total y del NET del bloque cambiario.

Sistema	ℓ	TCI	TCI, percentil	TCI, básico	NET	NET, percentil	NET, básico
Vol., 7 n., simult.	250	38.77	[35.5, 45.9]	[31.6, 42.0]	18.71	[9.2, 33.8]	[3.6, 28.2]
Vol., 7 n., secuenc.	250	38.23	[35.0, 44.9]	[31.6, 41.5]	32.59	[19.6, 49.1]	[16.1, 45.6]
ES Pareto, 6 n., simult.	250	44.50	[40.9, 52.4]	[36.6, 48.1]	17.94	[8.9, 33.8]	[2.1, 27.0]
ES Pareto, 6 n., secuenc.	250	43.74	[40.1, 51.0]	[36.5, 47.4]	30.17	[16.2, 47.3]	[13.1, 44.1]
ES FHS, 6 n., simult.	250	44.44	[40.8, 52.3]	[36.6, 48.0]	17.68	[8.6, 33.5]	[1.9, 26.8]
ES FHS, 6 n., secuenc.	250	43.70	[40.1, 51.0]	[36.4, 47.3]	29.96	[16.1, 46.9]	[13.0, 43.8]
Vol., 6 n., ext.	250	44.31	[40.6, 52.4]	[36.3, 48.0]	18.48	[9.8, 33.4]	[3.6, 27.1]
ES Pareto, 6 n., ext.	250	44.39	[41.3, 52.3]	[36.5, 47.5]	18.07	[10.0, 33.7]	[2.5, 26.1]
ES FHS, 6 n., ext.	250	44.33	[41.3, 52.3]	[36.4, 47.4]	17.93	[9.9, 33.8]	[2.0, 26.0]
Cambios, 7 n., simult.	18	44.55	[41.6, 47.1]	[42.0, 47.5]	21.26	[17.2, 26.3]	[16.2, 25.3]
Cambios, 7 n., ext.	18	44.32	[41.5, 46.8]	[41.8, 47.1]	20.80	[17.0, 25.8]	[15.8, 24.6]
Cambios, 6 n., ext.	18	51.39	[48.0, 54.2]	[48.6, 54.8]	20.72	[16.8, 25.6]	[15.8, 24.6]

Nota: intervalos de 95% en pp. ℓ, longitud de bloque usada: 18 en los sistemas de cambios, que cumplieron la salvaguarda de centrado, y 250, la de menor desplazamiento, en los demás, cuyos intervalos son descriptivos. Los intervalos de cambios son admisibles según la salvaguarda, sin validación separada de su nivel de confianza efectivo.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.31. Conectividad recibida desde el bloque cambiario.

Sistema	IPC	Bono M	TIIE
Vol., 7 n., simult.	15.9 [10.1, 28.6]	14.5 [7.0, 27.0]	1.4 [0.6, 5.1]
Vol., 7 n., secuenc.	18.1 [11.1, 30.3]	14.7 [6.5, 26.5]	1.6 [0.6, 5.1]
ES Pareto, 6 n., simult.	13.7 [6.4, 26.3]	15.6 [8.4, 30.2]	—
ES Pareto, 6 n., secuenc.	15.3 [7.0, 27.3]	15.8 [7.5, 30.0]	—
ES FHS, 6 n., simult.	14.0 [6.9, 26.8]	15.1 [7.9, 29.7]	—
ES FHS, 6 n., secuenc.	15.7 [7.6, 27.8]	15.2 [7.2, 29.5]	—
Vol., 6 n., ext.	15.3 [10.6, 28.0]	15.0 [8.5, 28.2]	—
ES Pareto, 6 n., ext.	13.3 [7.1, 25.7]	15.8 [9.8, 31.1]	—
ES FHS, 6 n., ext.	13.5 [7.5, 26.1]	15.3 [9.3, 30.6]	—
Cambios, 7 n., simult.	24.6 [20.1, 29.5]	21.2 [15.7, 26.8]	0.4 [0.1, 1.7]
Cambios, 7 n., ext.	24.0 [19.6, 28.7]	20.9 [15.6, 26.2]	0.2 [0.1, 1.3]
Cambios, 6 n., ext.	23.9 [19.6, 28.6]	21.0 [15.8, 26.3]	—

Nota: estimación [intervalo percentil de 95%], en pp, con la longitud de bloque del cuadro anterior. Guion, nodo ausente del sistema. Se conserva el mismo estatuto inferencial que para el NET.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

C.6 Conectividad dinámica

Cuadro C.32. Papeles por nodo en las ventanas móviles.

Nodo	NET estático	Mediana	Papel conservado %	P5	P95
MXN/USD	11.15	14.71	86.5	-7.28	42.66
MXN/EUR	6.15	4.10	63.3	-22.19	34.04
MXN/GBP	-1.55	-3.64	56.0	-27.74	31.70
MXN/JPY	2.95	7.44	65.4	-22.76	31.86
IPC	-6.96	-12.01	75.8	-40.57	14.98
TIIE	-1.88	-6.67	76.2	-22.39	9.93
Bono M	-9.86	-6.87	76.5	-43.00	10.59

Nota: volatilidad de siete nodos, alineación simultánea, 4 983 ventanas de 250 observaciones. NET y percentiles en pp. Papel estático transmisor si NET > 0 y receptor si NET < 0; la proporción cuenta las ventanas con ese mismo signo.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.33. Saldo neto por vínculo en las ventanas móviles.

Cruce	Mercado	Mediana	Ventanas positivas %	P5	P95
MXN/USD	IPC	4.21	80.9	-2.47	11.87
	Bono M	4.34	79.8	-3.25	13.57
	TIIE	0.66	72.7	-3.69	6.68
MXN/EUR	IPC	1.46	71.3	-4.04	12.18
	Bono M	1.22	65.3	-5.03	11.72
	TIIE	0.88	72.0	-2.07	5.12
MXN/GBP	IPC	0.98	64.6	-3.18	11.08
	Bono M	-0.03	49.5	-5.05	9.01
	TIIE	1.01	76.2	-2.74	5.28
MXN/JPY	IPC	1.82	77.8	-2.40	11.69
	Bono M	1.50	75.0	-1.54	13.15
	TIIE	0.66	68.9	-5.27	6.10

Nota: participación del cruce en la varianza del mercado menos la del mercado en la varianza del cruce, en pp. Mismo sistema y ventanas del cuadro anterior.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

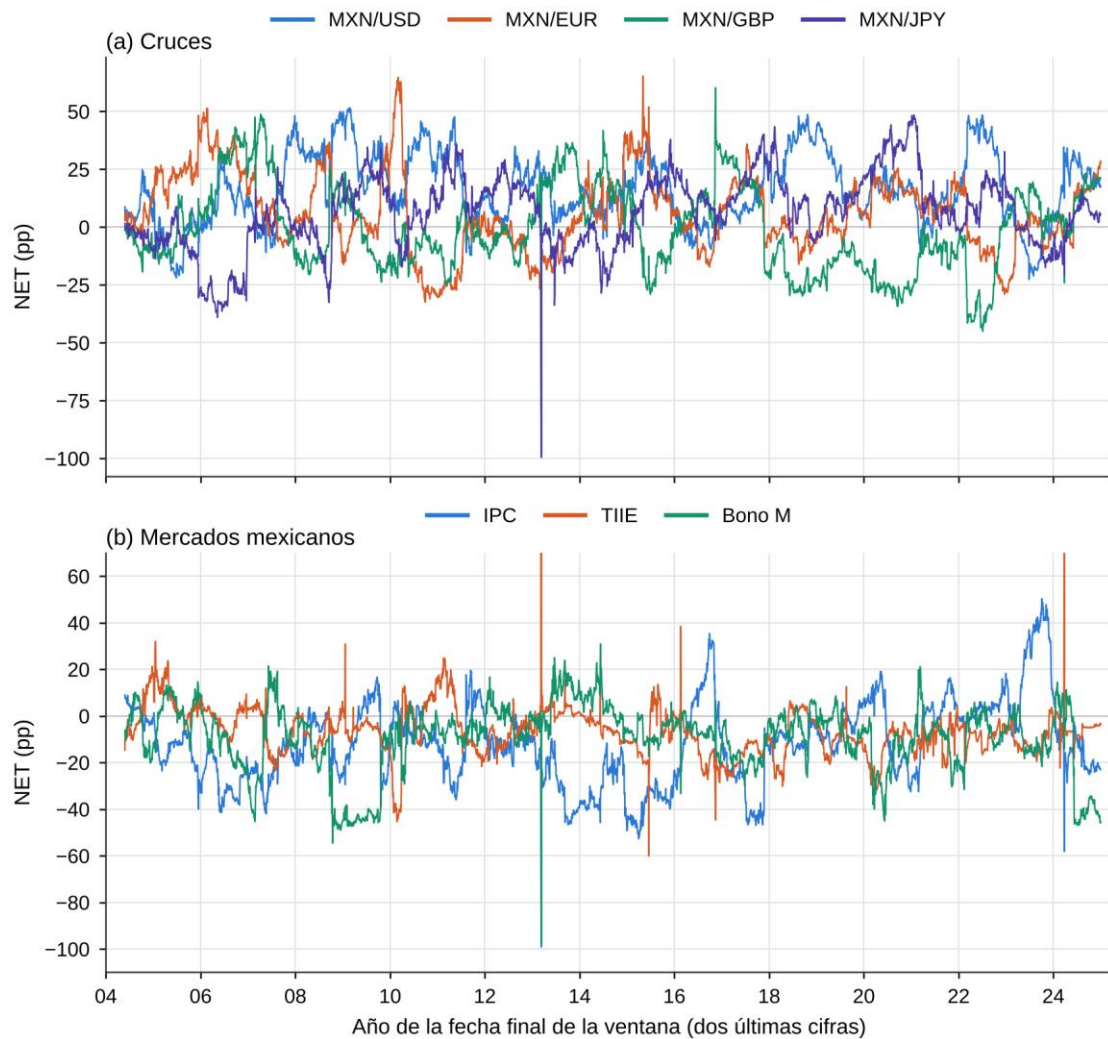


Figura C.3. Saldo neto móvil de cada nodo en el sistema de volatilidad de siete nodos, 2004-2024.

Nota: NET en pp, ventanas de 250 observaciones fechadas al final, alineación simultánea. El eje del panel (b) se recortó entre -110 y 70 pp; quedaron fuera los valores de la TIIE en 4 ventanas (11 de marzo de 2013, 542.3; 12 de marzo de 2013, 430.5; 25 de marzo de 2024, 103.2; 26 de marzo de 2024, 112.6).

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.34. Cambios diarios del índice móvil mayores que 10 pp o menores que -5 pp, sistemas de seis nodos de la muestra extendida.

Fecha final	Cambio, vol.	Nivel, vol.	Cambio, ES	Observación extrema
2007-05-23	-5.58	50.96	-5.42	
2008-03-04	-5.41	37.66	-5.60	
2008-10-07	11.04	52.06	11.25	entra; comienza un tramo de VAR inestables
2010-05-05	-5.13	35.31	-4.95	
2011-09-23	10.07	42.17	9.92	entra; comienza un tramo de VAR inestables
2013-06-21	11.21	49.35	8.84	entra; comienza un tramo de VAR inestables
2014-07-01	-7.99	46.62	-7.24	
2016-11-10	12.75	62.65	12.81	entra; sale de las explicadas 248 ventanas después
2017-11-24	-16.75	50.22	-16.00	la del 10 de noviembre de 2016 pasa a la segunda posición
2017-11-27	-5.71	44.51	-5.27	
2019-11-15	-5.24	50.10	-5.03	
2020-03-10	10.23	64.72	9.68	entra; sale de las explicadas 248 ventanas después
2024-06-04	10.77	62.40	10.64	entra; sale de las explicadas 248 ventanas después
2025-06-13	-6.02	61.40	-3.57	la del 4 de junio de 2024 pasa a la segunda posición
2026-04-20	-7.93	42.77	-7.56	

Nota: cambios e índice en pp, sistemas de volatilidad (vol.) y de ES de Pareto, alineación simultánea. Con dos rezagos, una observación que entra en la fecha final deja de ser observación explicada 248 ventanas después, cuando ocupa la segunda posición. El 10 de noviembre de 2016 la volatilidad condicional del MXN/USD se multiplicó por 3.21.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.35. Distribución de los cambios absolutos diarios del TCI.

Sistema	Mediana	P99	Máximo	Fecha del máximo	Cambios > 10
Vol., 7 n., simult.	0.16	2.93	43.81	2013-03-11	7
Vol., 7 n., secuenc.	0.17	2.95	42.91	2013-03-11	4
ES Pareto, 6 n., simult.	0.17	2.84	16.00	2017-11-24	4
Vol., 6 n., ext.	0.17	2.81	16.75	2017-11-24	7
ES Pareto, 6 n., ext.	0.17	2.84	16.00	2017-11-24	4
Cambios, 7 n., ext.	0.08	1.34	7.48	2020-03-23	0
Cambios, 6 n., ext.	0.09	1.43	6.13	2017-11-24	0

Nota: cambios y umbral en pp. Vol., volatilidad; ES Pareto y ES FHS, déficit esperado con cola de Pareto generalizada y con simulación histórica filtrada; Cambios, rendimientos y cambios diarios; n., nodos; simult. y secuenc., alineaciones simultánea y secuencial; ext., muestra extendida hasta agosto de 2026 (las demás filas terminan en 2024).

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.36. Promedio y máximo anuales del índice móvil en los sistemas de seis nodos de la muestra extendida.

Año	Ventanas	Vol., promedio	Vol., máximo	ES, promedio	ES, máximo
2004	150	40.49	43.58	40.31	43.59
2005	245	32.80	42.84	31.92	42.15
2006	241	45.41	52.30	44.81	51.67
2007	245	48.60	56.65	48.10	56.53
2008	241	40.80	56.43	40.17	58.29
2009	243	51.20	56.92	50.91	55.11
2010	241	40.54	45.27	40.28	44.51
2011	242	39.55	45.61	39.05	45.19
2012	242	47.33	51.50	47.39	51.58
2013	242	44.23	49.93	44.99	50.28
2014	241	49.03	55.05	48.39	54.41
2015	242	46.56	54.59	46.44	54.19
2016	243	46.13	68.04	46.02	67.81
2017	240	66.04	71.69	65.26	70.26
2018	241	44.63	55.85	44.91	55.93
2019	238	55.45	58.82	54.88	57.75
2020	240	59.05	65.73	59.84	67.42
2021	242	49.35	62.37	49.17	63.53
2022	241	43.61	52.42	43.73	52.04
2023	241	37.46	48.47	37.38	47.94
2024	242	59.62	69.23	59.40	68.59
2025	241	62.35	67.68	62.35	66.88
2026	151	47.96	56.91	47.89	56.19

Nota: índice total en porcentaje, ventanas de 250 observaciones fechadas al final, alineación simultánea. 2004 comienza el 27 de mayo y 2026 termina el 14 de agosto. Los niveles no son comparables con los del sistema de siete nodos.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.37. Composición de ventana y diagnósticos auxiliares de episodios.

Objeto	Salida
Vol. 6 n., 2017, mientras el extremo del 10 de noviembre de 2016 fue observación explicada	68.49% (216 ventanas)
Vol. 6 n., 2017, después	44.05% (24 ventanas)
Vol. 6 n., 2025, hasta el 12 de junio	65.36% (108 ventanas)
Vol. 6 n., 2025, de julio a diciembre	59.88% (122 ventanas)
Correlación de rangos entre número de ventanas y TCI promedio de los siete episodios	-0.536 (p = 0.215)
Vol. 7 n., fecha final dentro / fuera de un episodio	42.54% (2 478) / 45.03% (2 505)
Vol. 7 n., algún día de episodio en la ventana / ninguno	44.69% (3 347) / 41.93% (1 636)
Mediana del NET absoluto de los siete nodos en conjunto, dentro / fuera	11.17 / 11.39 pp

Nota: los diagnósticos auxiliares no reemplazaron la regla de episodios, que compara el promedio del índice en las ventanas con fecha final dentro de cada episodio con la mediana más una desviación estándar de toda la serie. Dos ventanas sucesivas compartieron 249 observaciones; con dos rezagos, un extremo dejó de ser observación explicada 248 ventanas después de entrar. Entre paréntesis, número de ventanas.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.38. Índice móvil con ventanas de 250 y de 500 observaciones.

Sistema	Ventanas, 250	Mediana, 250	Máximo, 250	Ventanas, 500	Mediana, 500	Máximo, 500
Vol., 7 n., simult.	4 983	43.37	85.23	4 733	41.88	57.78
ES Pareto, 6 n., simult.	4 983	45.75	70.26	4 733	45.56	62.09
Vol., 6 n., ext.	5 375	46.62	71.69	5 125	46.44	63.64
ES Pareto, 6 n., ext.	5 375	46.28	70.26	5 125	46.44	62.46
Cambios, 7 n., ext.	5 374	45.95	62.61	5 124	45.91	58.19
Cambios, 6 n., ext.	5 375	51.44	67.12	5 125	52.19	64.68

Nota: índice total en porcentaje. Vol., volatilidad; ES Pareto y ES FHS, déficit esperado con cola de Pareto generalizada y con simulación histórica filtrada; Cambios, rendimientos y cambios diarios; n., nodos; simult. y secuenc., alineaciones simultánea y secuencial; ext., muestra extendida hasta agosto de 2026 (las demás filas terminan en 2024).

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.39. Sensibilidad a la exclusión de la TIIE en el sistema de cambios.

Nodo	Diferencia mediana	Semiamplitud	Cociente %
MXN/USD	0.72	2.20	33
MXN/EUR	0.46	1.90	24
MXN/GBP	0.37	2.76	13
MXN/JPY	0.66	2.23	30
IPC	1.49	1.93	78
Bono M	1.39	3.01	46

Nota: 391 ventanas posteriores a 2024. Mediana de la diferencia absoluta del NET de cada nodo entre los sistemas de cambios de siete y de seis nodos, en pp, frente a la semiamplitud de su intervalo percentil en el sistema de cambios de siete nodos hasta 2024 ($\ell = 18$). La sustitución exigía un cociente mayor que 100% en algún nodo y no se activó.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.40. Mayores saltos del logaritmo de la volatilidad condicional de la TIIE el día hábil siguiente a un cambio de la tasa objetivo, 2008-2024.

Cambio de la tasa objetivo	Día del salto	Salto en $\ln \sigma$	Días desde el cambio anterior
2014-06-06	2014-06-09	6.28	224
2024-03-22	2024-03-25	5.54	357
2013-03-08	2013-03-11	4.98	1 330
2013-09-06	2013-09-09	4.40	182

Nota: volatilidad condicional del FIEGARCH seleccionado para la TIIE. Su logaritmo es casi constante entre decisiones y salta el día hábil siguiente a la entrada en vigor de un cambio de tasa. Se comparan solo los días hábiles siguientes a un cambio; fuera de ellos, el 24 de marzo de 2020 el logaritmo subió 4.67.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y de los anuncios de política monetaria del Banco de México.

Cuadro C.41. Ventanas con NET del bloque cambiario fuera del eje de la figura de conectividad móvil del segundo artículo.

Fecha final	NET FX	TCI	Salto de la TIIE (posición)	Radio	Condición de Σ
2013-03-11	-345.38	85.23	2013-03-11 (250)	1.4680	70.5
2013-03-12	-283.48	74.55	2013-03-11 (249)	1.0437	72.7
2015-06-17	111.33	49.20	2014-06-09 (2)	0.9863	9.7
2024-03-26	-53.36	56.16	2024-03-25 (249)	0.9554	253.7

Nota: sistema de volatilidad de siete nodos. NET en pp y TCI en porcentaje. Posición del salto de la volatilidad de la TIIE en la ventana, 1 la observación más antigua y 250 la final; con dos rezagos, las posiciones 1 y 2 actúan solo como regresores. Radio espectral de la matriz compañera del VAR(2) con constante reestimado sobre la ventana; menor que uno indica estabilidad. Condición de Σ , cociente entre los valores propios extremos de la covarianza residual.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.42. Ventanas inestables de los tres paneles representados en el segundo artículo.

Fechas finales	Vol. 7 n. principal	Vol. 6 n. extendida	ES 6 n. extendida
7 de octubre a 19 de noviembre de 2008	23 (1.038)	22 (1.039)	25 (1.049)
21 de enero de 2009	1 (1.000)	0	0
23 de septiembre de 2011	1 (1.004)	1 (1.003)	1 (1.003)
11 y 12 de marzo de 2013	2 (1.468)	0	0
21 a 24 de junio de 2013	2 (1.002)	2 (1.007)	0
9 a 15 de noviembre de 2018	1 (1.003)	2 (1.004)	4 (1.013)
13 a 31 de marzo de 2020	8 (1.028)	9 (1.028)	12 (1.034)
Total	38 de 4 983	36 de 5 375	42 de 5 375
VAR estático	0.9806	0.9798	0.9829

Nota: cada celda indica el número de ventanas inestables y su radio máximo entre paréntesis; la última fila presenta el radio del VAR estático. VAR(2) con constante reestimado por mínimos cuadrados sobre cada ventana de 250 observaciones; una ventana fue inestable si su radio no fue menor que uno. Los intervalos de fechas agrupan las ventanas observadas. El diagnóstico no cambió los paneles ni las reglas.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

C.7 Riesgo de cola condicional: niveles, traducción y variantes

La variante principal del ΔCoVaR usa las pérdidas y las variables de estado (logaritmo del VIX, volatilidad condicional del receptor y cambio rezagado del Bono M), la segunda omite las variables de estado, la tercera sustituye las pérdidas por residuos estandarizados con los mismos controles y la cuarta condiciona por excedencia. Las pérdidas del IPC están en por ciento diario y las de la TIIE y el Bono M en pb.

Cuadro C.43. Niveles del CoVaR y traducción del ΔCoVaR principal a pesos, $\tau = 0.99$.

Cruce	Receptor	CoVaR mediano	CoVaR de estrés	ΔCoVaR	Aumento (%)	Pesos	Pesos, exacta
MXN/USD	IPC	2.646	2.987	0.341	12.9	3 411.2	3 316.5
MXN/EUR	IPC	2.684	3.086	0.402	15.0	4 018.9	3 904.6
MXN/GBP	IPC	2.664	2.978	0.313	11.8	3 133.5	3 046.4
MXN/JPY	IPC	2.655	3.083	0.428	16.1	4 275.7	4 154.8
MXN/USD	Bono M	17.264	21.559	4.295	24.9	429.5	—
MXN/EUR	Bono M	17.424	21.611	4.187	24.0	418.7	—
MXN/GBP	Bono M	17.694	20.869	3.174	17.9	317.4	—
MXN/JPY	Bono M	17.456	21.929	4.473	25.6	447.3	—
MXN/USD	TIIE	11.254	10.070	-1.184	-10.5	-9.2	—
MXN/EUR	TIIE	12.256	8.255	-4.001	-32.6	-31.1	—
MXN/GBP	TIIE	11.843	9.073	-2.770	-23.4	-21.5	—
MXN/JPY	TIIE	12.137	9.145	-2.992	-24.7	-23.3	—

Nota: variante principal, dirección de cruce hacia mercado. CoVaR mediano y de estrés, cuantil 0.99 de la pérdida del receptor con el cruce en su mediana y en su cuantil 0.99, con los controles en sus medianas. Pesos por millón: posición accionaria en el IPC (lineal y con el rendimiento exponencial, exacta); por año de duración modificada en el Bono M; y costo de fondeo a 28 días con base 360 en la TIIE. Las cifras de las tasas no son pérdidas patrimoniales comparables con las del IPC.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal y del VIX (VIXCLS), obtenidos de FRED.

Cuadro C.44. Valuación del Bono M de referencia ante el ΔCoVaR principal, $\tau = 0.99$.

Cruce	ΔCoVaR (pb)	d_0 (pb)	d_1 (pb)	Pesos, duración	Pesos, convexidad	Pesos, total	Convexidad / total (%)
MXN/USD	4.295	17.26	21.56	2 733.9	-45.5	2 688.4	-1.66
MXN/EUR	4.187	17.42	21.61	2 665.3	-44.6	2 620.7	-1.67
MXN/GBP	3.174	17.69	20.87	2 020.6	-33.4	1 987.2	-1.65
MXN/JPY	4.473	17.46	21.93	2 847.3	-48.1	2 799.2	-1.69
Mediana	4.241			2 699.6	-45.0	2 654.6	

Nota: pesos por millón de valor nominal de un bono a la par de 10 años con cupón semestral de 9.5%. d_0 y d_1 , CoVaR mediano y de estrés del Bono M; total, $V[D_{\text{mod}}(d_1 - d_0) - C(d_1^2 - d_0^2)/2]$ con los niveles como cambios decimales del rendimiento. La mediana del total es la cifra que reporta el tercer artículo.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal y del VIX (VIXCLS), obtenidos de FRED.

Cuadro C.45. Rejilla de rendimiento para la valuación del Bono M.

Rendimiento (%)	Duración modificada	Convexidad	Pesos por duración	Pesos por convexidad	Total
7.0	7.106	64.300	2 945.7	-52.0	2 893.7
8.0	6.795	60.171	2 816.8	-48.7	2 768.1
9.0	6.504	56.358	2 696.1	-45.6	2 650.5
10.0	6.231	52.834	2 583.0	-42.7	2 540.3
11.0	5.975	49.574	2 476.9	-40.1	2 436.8

Nota: pesos por millón de valor nominal. Cada fila valúa el movimiento formado por las medianas, entre los cuatro cruces, de d_0 y d_1 ; el cuadro anterior valúa cada cruce en 9.5% y después toma la mediana, por lo que las dos agregaciones no coinciden.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal y del VIX (VIXCLS), obtenidos de FRED.

Cuadro C.46. Movimientos de la TIIE en los días de estrés de cada cruce.

Cruce	Días de estrés	En el calendario de la tasa	TIIE se movió (%)	En fecha de decisión (%)	Condicional a moverse (%)
MXN/USD	57	46	93.5	0.0	0.0
MXN/EUR	52	43	88.4	4.7	5.3
MXN/GBP	60	46	93.5	2.2	2.3
MXN/JPY	52	45	91.1	2.2	2.4

Nota: días de estrés, aquellos en que la pérdida rezagada del cruce superó su cuantil 0.99; se cuentan los que caen desde el 20 de junio de 2008, inicio del calendario de cambios de la tasa objetivo. Porcentajes sobre los días de estrés en ese calendario; el último, sobre los días en que la TIIE se movió.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México, del reporte H.10 de la Reserva Federal y de los anuncios de política monetaria del Banco de México.

Cuadro C.47. ΔCoVaR sin variables de estado en dirección de cruce hacia mercado.

Cruce	Receptor	$\tau = 0.99$	$\tau = 0.95$
MXN/USD	IPC	0.4290	0.2076
MXN/EUR	IPC	0.4261	0.1293
MXN/GBP	IPC	0.4028	0.1570
MXN/JPY	IPC	0.5468	0.1980
MXN/USD	Bono M	4.7532	1.6850
MXN/EUR	Bono M	1.2418	1.1828
MXN/GBP	Bono M	0.2660	1.3438
MXN/JPY	Bono M	2.6659	1.3668
MXN/USD	TIIE	5.2261	0.1832
MXN/EUR	TIIE	-2.1598	0.0942
MXN/GBP	TIIE	0.0000	0.1721
MXN/JPY	TIIE	-5.7156	0.1120

Nota: 5 231 observaciones. Regresión cuantílica sobre la pérdida rezagada del cruce, sin variables de estado. Estimaciones puntuales: su remuestreo no cumplió la salvaguarda de centrado.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.48. Dirección exploratoria de mercado hacia cruce.

Par	L 0.99	L 0.95	z 0.99	Percentil	Básico	Excluye 0
IPC → USD	0.579	0.232	0.739	[0.318, 1.104]	[0.375, 1.161]	P y B
IPC → EUR	0.747	0.229	0.627	[0.159, 1.120]	[0.135, 1.095]	P y B
IPC → GBP	0.349	0.151	0.318	[0.013, 0.859]	[-0.224, 0.622]	P
IPC → JPY	0.821	0.235	0.417	[0.064, 0.962]	[-0.128, 0.770]	P
Bono M → USD	0.312	0.087	0.323	[-0.218, 0.688]	[-0.041, 0.865]	No
Bono M → EUR	-0.035	0.036	0.185	[-0.344, 0.478]	[-0.108, 0.714]	No
Bono M → GBP	0.349	0.050	0.241	[-0.186, 0.598]	[-0.115, 0.669]	No
Bono M → JPY	0.245	0.070	0.321	[-0.096, 0.552]	[0.090, 0.738]	B
TIIE → USD	-0.088	-0.007	-0.030	[-0.257, 0.134]	[-0.193, 0.198]	No
TIIE → EUR	0.221	0.001	0.081	[-0.250, 0.230]	[-0.068, 0.413]	No
TIIE → GBP	-0.178	-0.012	-0.122	[-0.253, 0.103]	[-0.346, 0.010]	No
TIIE → JPY	0.077	-0.009	-0.058	[-0.222, 0.121]	[-0.237, 0.107]	No

Nota: cruces MXN/divisa. L, pérdidas con variables de estado, en por ciento diario del cruce receptor; z, residuos estandarizados con controles, en desviaciones estándar condicionales. Intervalos de 95% de los residuos en $\tau = 0.99$ con bloques de 60 observaciones, longitud con la que se cumplió la salvaguarda de centrado; excluye 0 indica la construcción con que el intervalo excluyó el cero (P, percentil; B, básico). Lectura exploratoria por celda, sin ajuste por multiplicidad.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal y del VIX (VIXCLS), obtenidos de FRED.

Cuadro C.49. Las 24 celdas de la variante por excedencia.

Cruce	Receptor	Estrés	Calma	Distintos	Δ 0.99	Δ 0.95	Estrés 0.95	Calma 0.95
MXN/USD	IPC	57	4 074	57	1.895	0.556	2.266	1.710
MXN/EUR	IPC	52	4 002	52	1.853	1.017	2.763	1.746
MXN/GBP	IPC	60	3 979	60	1.883	2.031	3.776	1.744
MXN/JPY	IPC	52	4 041	52	2.045	2.551	4.274	1.722
MXN/USD	Bono M	57	4 074	57	27.988	2.790	13.826	11.036
MXN/EUR	Bono M	52	4 002	52	27.820	3.853	14.863	11.010
MXN/GBP	Bono M	60	3 979	60	27.996	2.003	13.021	11.018
MXN/JPY	Bono M	52	4 041	52	28.118	5.123	16.321	11.197
MXN/USD	TIIE	57	4 074	49	2.250	0.850	3.850	3.000
MXN/EUR	TIIE	52	4 002	41	-14.575	-0.177	2.558	2.735
MXN/GBP	TIIE	60	3 979	47	15.500	16.976	19.976	3.000
MXN/JPY	TIIE	52	4 041	44	40.710	-0.827	2.168	2.996

Nota: estrés, días en que la pérdida rezagada del cruce superó su VaR al 1% por valores extremos del primer artículo; calma, días a no más de una desviación estándar de su mediana; distintos, valores distintos del receptor en estrés. Δ , diferencia entre los cuantiles empíricos del receptor en estrés y en calma; Estrés 0.95 y Calma 0.95, esos cuantiles en $\tau = 0.95$. Todas las celdas de $\tau = 0.99$ alcanzaron el máximo de la submuestra de estrés y se declararon insuficientes; sus valores se muestran solo con fines descriptivos. Todas las de $\tau = 0.95$ fueron evaluables.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.50. Desplazamientos ante depreciaciones y apreciaciones extremas de MXN/USD con pendientes separadas por signo.

Receptor	τ	β dep.	β apr.	Δ dep.	Δ apr.	Razón absoluta	Δ simétrico
IPC	0.99	0.331	-0.033	0.6901	0.0589	0.085	0.3411
TIIE	0.99	1.112	-2.951	2.2417	5.2869	2.358	-1.1840
Bono M	0.99	4.020	-2.142	8.3348	3.8370	0.460	4.2949
IPC	0.95	0.262	0.056	0.3156	-0.0566	0.179	0.2390
TIIE	0.95	0.276	-0.054	0.3303	0.0544	0.165	0.0942
Bono M	0.95	2.306	-0.749	2.7485	0.7537	0.274	0.4215

Nota: variante principal con pendientes distintas para depreciaciones (dep.) y apreciaciones (apr.) del MXN/USD. Razón absoluta, cociente de magnitudes absolutas de apreciación y depreciación; Δ simétrico, Δ CoVaR de la variante principal con una sola pendiente. El punto de apreciación fue el percentil 1 empírico del cruce. Sensibilidad sin intervalos.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal y del VIX (VIXCLS), obtenidos de FRED.

C.8 Conectividad cuantílica

Cuadro C.51. Conectividad cuantílica en $\tau = 0.95$ (cola adversa), muestra principal.

Receptor	USD	EUR	GBP	JPY	IPC	TIIE	Bono M	FROM
MXN/USD	19.4	16.4	16.2	17.2	13.5	4.3	13.0	80.6
MXN/EUR	16.9	20.2	17.8	16.9	12.0	4.3	11.8	79.8
MXN/GBP	16.9	18.1	20.5	16.3	11.9	4.4	11.8	79.5
MXN/JPY	17.6	16.8	16.0	20.1	13.5	4.2	11.7	79.9
IPC	15.5	13.7	13.6	15.4	23.0	4.8	14.0	77.0
TIIE	9.6	9.3	9.3	9.2	8.7	43.2	10.7	56.8
Bono M	15.6	13.8	13.7	13.8	14.2	5.7	23.1	76.9
TO	92.1	88.0	86.7	88.9	73.9	27.8	73.1	75.8
NET	11.5	8.3	7.1	9.0	-3.1	-29.1	-3.7	

Nota: participación del origen (columna) en la varianza del error de pronóstico a diez observaciones del receptor (fila), en porcentaje, con la matriz de segundos momentos residuales no centrados. VAR cuantílico de un rezago sobre las siete pérdidas, 5 231 observaciones de 2003 a 2024. FROM, TO y NET en pp; la celda FROM de la fila TO es el índice total. En las columnas, USD, EUR, GBP y JPY designan los cruces MXN/USD, MXN/EUR, MXN/GBP y MXN/JPY.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.52. Conectividad cuantílica en $\tau = 0.50$ (mediana), muestra principal.

Receptor	USD	EUR	GBP	JPY	IPC	TIIE	Bono M	FROM
MXN/USD	35.0	17.7	16.1	21.1	4.9	0.1	5.1	65.0
MXN/EUR	18.4	36.3	22.8	18.5	1.9	0.0	2.1	63.7
MXN/GBP	18.0	24.6	39.0	15.2	1.4	0.1	1.7	61.0
MXN/JPY	22.4	18.9	14.5	37.1	5.1	0.0	1.9	62.9
IPC	9.5	3.4	2.4	9.5	70.3	0.0	5.0	29.7
TIIE	0.1	0.1	0.1	0.0	0.0	98.7	1.0	1.3
Bono M	10.3	3.9	3.2	3.6	5.2	0.8	73.0	27.0
TO	78.6	68.6	59.1	67.9	18.5	1.0	16.9	44.4
NET	13.6	4.9	-1.9	5.1	-11.3	-0.3	-10.1	

Nota: participación del origen (columna) en la varianza del error de pronóstico a diez observaciones del receptor (fila), en porcentaje, con la matriz de segundos momentos residuales no centrados. VAR cuantílico de un rezago sobre las siete pérdidas, 5 231 observaciones de 2003 a 2024. FROM, TO y NET en pp; la celda FROM de la fila TO es el índice total. En las columnas, USD, EUR, GBP y JPY designan los cruces MXN/USD, MXN/EUR, MXN/GBP y MXN/JPY.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.53. Conectividad cuantílica en $\tau = 0.05$ (cola favorable), muestra principal.

Receptor	USD	EUR	GBP	JPY	IPC	TIIE	Bono M	FROM
MXN/USD	19.9	16.4	16.0	17.0	12.9	5.0	12.9	80.1
MXN/EUR	16.7	20.3	17.8	16.7	11.7	5.1	11.8	79.7
MXN/GBP	16.6	18.1	20.7	16.1	11.6	5.1	11.7	79.3
MXN/JPY	17.4	16.8	15.8	20.4	13.1	4.9	11.5	79.6
IPC	15.0	13.6	13.2	15.0	23.6	5.6	14.0	76.4
TIIE	10.0	10.0	9.9	9.6	9.6	39.2	11.8	60.8
Bono M	15.1	13.7	13.4	13.2	14.2	6.7	23.6	76.3
TO	90.7	88.6	86.1	87.6	73.2	32.3	73.7	76.0
NET	10.6	8.9	6.8	8.0	-3.2	-28.5	-2.7	

Nota: participación del origen (columna) en la varianza del error de pronóstico a diez observaciones del receptor (fila), en porcentaje, con la matriz de segundos momentos residuales no centrados. VAR cuantílico de un rezago sobre las siete pérdidas, 5 231 observaciones de 2003 a 2024. FROM, TO y NET en pp; la celda FROM de la fila TO es el índice total. En las columnas, USD, EUR, GBP y JPY designan los cruces MXN/USD, MXN/EUR, MXN/GBP y MXN/JPY.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.54. Índice de conectividad cuantílica con matrices no centrada y centrada.

Muestra	τ	TCI	TCI centrado	NET FX	Media residual máxima	Módulo de la compañera
Principal	0.95	75.79	45.42	35.90	11.427	0.187
Principal	0.50	44.37	44.35	21.68	0.091	0.105
Principal	0.05	76.04	44.77	34.38	11.563	0.167
Extendida	0.95	75.80	45.24	35.88	11.493	0.189
Extendida	0.50	44.14	44.12	21.16	0.046	0.099
Extendida	0.05	75.88	44.55	34.50	11.476	0.155

Nota: TCI y NET del bloque cambiario en pp, con la matriz no centrada; TCI centrado, con la matriz de covarianzas de los residuos. Media residual máxima, mayor valor absoluto de las medias de los residuos cuantílicos de las siete ecuaciones; módulo, máximo de los valores propios de la matriz compañera del VAR cuantílico. Muestra principal de 2003 a 2024 y extendida hasta agosto de 2026.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

Cuadro C.55. Conectividad cuantílica móvil dentro y fuera de los episodios de estrés.

Ventanas	n	TCI 0.95	TCI 0.50	TCI 0.05	Brecha adversa	Brecha favorable	Diferencia
Dentro de episodios	495	75.63	43.86	75.00	31.77	31.14	0.630
Fuera de episodios	503	74.93	45.40	74.80	29.53	29.40	0.121
Todas	998	75.28	44.64	74.90	30.64	30.27	0.373

Nota: promedios sobre ventanas de 250 observaciones con avance de cinco, de 2004 a 2024, con la matriz no centrada. Brecha adversa, TCI 0.95 menos TCI 0.50; brecha favorable, TCI 0.05 menos TCI 0.50; diferencia, brecha adversa menos favorable. Una ventana pertenece a un episodio si su fecha final cae dentro de él. Descripción sin intervalos.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal, obtenidos de FRED.

C.9 Inferencia del ΔCoVaR : remuestreo y ruta analítica

Cuadro C.56. Calibración del remuestreo bilateral en las seis combinaciones.

Variante	τ	$\ell = 18$	$\ell = 60$	$\ell = 120$	$\ell = 250$
Pérdidas con controles	0.99	5.84 (0.566)	3.40 (0.524)	7.36 (0.542)	4.57 (0.522)
Pérdidas con controles	0.95	17.05 (0.182)	17.43 (0.156)	20.99 (0.160)	20.26 (0.130)
Pérdidas sin controles	0.99	28.09 (0.178)	24.85 (0.210)	23.47 (0.250)	12.78 (0.400)
Pérdidas sin controles	0.95	10.04 (0.312)	13.09 (0.300)	14.55 (0.298)	11.85 (0.306)
Residuos con controles	0.99	4.71 (0.448)	0.36 (0.504)	3.36 (0.542)	4.60 (0.538)
Residuos con controles	0.95	12.49 (0.230)	11.69 (0.244)	15.34 (0.232)	15.74 (0.204)

Nota: 500 réplicas de filas alineadas por longitud de bloque ℓ , con los filtros marginales fijos. Estadístico, promedio sobre los 24 pares del valor absoluto del ΔCoVaR dividido entre el rango intercuartílico del receptor (pérdidas con controles, $\tau = 0.99$: 0.789; pérdidas con controles, $\tau = 0.95$: 0.085; pérdidas sin controles, $\tau = 0.99$: 0.823; pérdidas sin controles, $\tau = 0.95$: 0.121; residuos con controles, $\tau = 0.99$: 0.602; residuos con controles, $\tau = 0.95$: 0.076). Cada celda muestra el sesgo relativo absoluto de la mediana de las réplicas de ese estadístico respecto de su estimación, en porcentaje, y entre paréntesis la fracción de réplicas inferiores. Se exigió sesgo no mayor que 2.5% y fracción entre 0.25 y 0.75; solo los residuos con controles en $\tau = 0.99$ y $\ell = 60$ cumplieron ambos criterios.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal y del VIX (VIXCLS), obtenidos de FRED.

Cuadro C.57. Intervalos analíticos del ΔCoVaR principal y sensibilidad de su semiamplitud.

Par	ΔCoVaR	IC 95%, K = 9	Semi. K = 0	Semi. K = 18	Semi. K = 36	p, K = 9
MXN/USD $\rightarrow$ IPC	0.341	[-0.456, 1.138]	0.804	0.779	0.767	0.401
MXN/EUR $\rightarrow$ IPC	0.402	[-0.159, 0.963]	0.543	0.542	0.520	0.161
MXN/GBP $\rightarrow$ IPC	0.313	[-0.236, 0.863]	0.516	0.557	0.579	0.264
MXN/JPY $\rightarrow$ IPC	0.428	[-0.530, 1.385]	0.959	0.956	0.928	0.381
MXN/USD $\rightarrow$ Bono M	4.295	[-3.783, 12.373]	8.766	7.576	7.182	0.297
MXN/EUR $\rightarrow$ Bono M	4.187	[-0.746, 9.121]	5.218	4.729	4.511	0.096
MXN/GBP $\rightarrow$ Bono M	3.174	[-2.750, 9.098]	6.328	5.687	5.411	0.294
MXN/JPY $\rightarrow$ Bono M	4.473	[-1.258, 10.204]	6.453	5.040	4.384	0.126
MXN/USD $\rightarrow$ TIIE	-1.184	[-12.237, 9.869]	11.630	10.867	10.648	0.834
MXN/EUR $\rightarrow$ TIIE	-4.001	[-12.044, 4.042]	8.400	7.891	8.036	0.330
MXN/GBP $\rightarrow$ TIIE	-2.770	[-15.538, 9.999]	13.012	12.725	12.855	0.671
MXN/JPY $\rightarrow$ TIIE	-2.992	[-17.866, 11.881]	14.812	14.898	14.826	0.693

Nota: $\tau = 0.99$ y 5 231 observaciones; IPC en por ciento diario y tasas en pb. Densidad condicional estimada con cuantiles vecinos y varianza de largo plazo con núcleo de Bartlett de K rezagos; semi., semiamplitud del intervalo. Se condicionó en la brecha entre cuantiles marginales del emisor, sin integrar su incertidumbre. p sin ajuste; con Holm, los 12 valores p de K = 9 fueron 1.000. Celdas que excluyeron el cero: 0 con K = 0, 9 y 18 y 1 con K = 36 (MXN/JPY $\rightarrow$ Bono M, $\Delta = 4.473$ y p = 0.046); con ningún K un cruce lo hizo hacia dos mercados. La ruta analítica no superó su validación por rotaciones (cuadro siguiente), por lo que estos intervalos son descriptivos.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal y del VIX (VIXCLS), obtenidos de FRED.

Cuadro C.58. Nivel de confianza efectivo de los intervalos analíticos bajo rotaciones circulares.

Par	Rotaciones válidas	Nivel efectivo	Supera 0.85
MXN/JPY → IPC	150	0.8267	No
MXN/USD → IPC	150	0.8400	No
MXN/GBP → IPC	150	0.8667	Sí
MXN/EUR → IPC	150	0.8867	Sí
MXN/EUR → Bono M	150	0.8933	Sí
MXN/GBP → Bono M	150	0.9067	Sí
MXN/JPY → Bono M	150	0.9200	Sí
MXN/USD → Bono M	150	0.9267	Sí
MXN/EUR → TIIE	150	0.9933	Sí
MXN/GBP → TIIE	150	0.9933	Sí
MXN/JPY → TIIE	150	1.0000	Sí
MXN/USD → TIIE	150	1.0000	Sí

Nota: 150 rotaciones por celda. Nivel efectivo, proporción de rotaciones en que el intervalo contuvo el valor nulo. Se exigió un nivel efectivo medio no menor que 0.90 y ninguna celda menor que 0.85. Media de 0.9211; mínimo de 0.8267. El error binomial aproximado en un nivel de 0.85 fue 0.029. Las rotaciones conservaron la dinámica marginal y alteraron la alineación, como aproximación de una ausencia de asociación.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal y del VIX (VIXCLS), obtenidos de FRED.

C.10 Dinámica bilateral y calibración por trayectoria

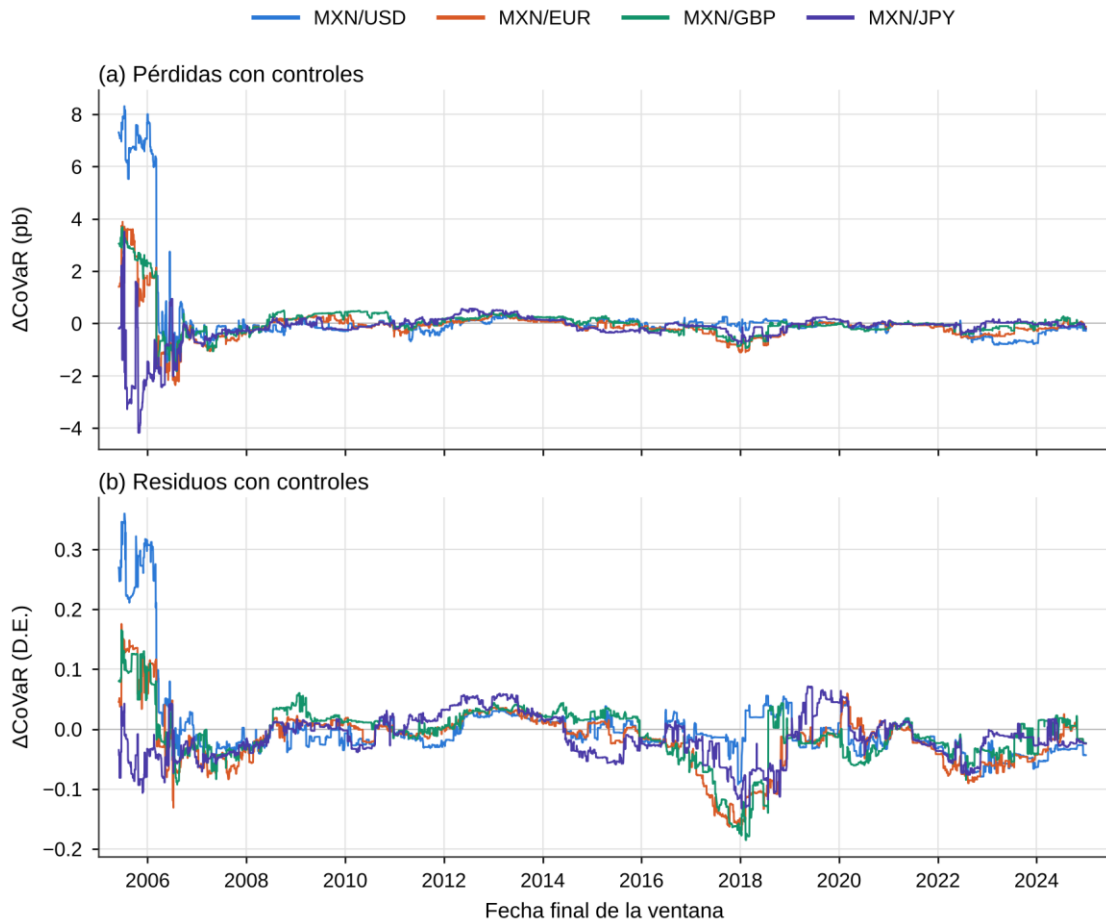


Figura C.4. Trayectorias del ΔCoVaR hacia la TIIE en el cuantil 0.95, 2005-2024.

Nota: panel (a), pérdidas con controles, en pb; panel (b), residuos estandarizados con controles, en desviaciones estándar. 4 732 ventanas por trayectoria, de 500 observaciones y avance de una, con cierre entre junio de 2005 y diciembre de 2024. No se calcularon bandas de error.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal y del VIX (VIXCLS), obtenidos de FRED.

Cuadro C.59. Resumen de las 24 trayectorias móviles del ΔCoVaR en $\tau = 0.95$.

Par	L mediana	L máximo	Fecha del máximo	L positivas %	z mediana	z máximo
USD → IPC	0.105	1.002	2011-10-25	59.8	0.083	0.985
EUR → IPC	0.100	0.511	2012-06-12	63.9	0.079	0.530
GBP → IPC	0.073	0.923	2010-09-01	67.6	0.087	0.498
JPY → IPC	0.112	0.752	2011-10-11	73.1	0.118	0.605
USD → Bono M	0.830	5.217	2020-10-26	61.2	0.126	0.474
EUR → Bono M	0.275	5.621	2020-10-15	55.8	0.050	0.613
GBP → Bono M	0.182	3.726	2018-11-08	52.6	0.080	0.492
JPY → Bono M	0.247	4.254	2020-09-24	58.2	0.037	0.691
USD → TIIE	-0.069	8.309	2005-07-13	33.2	-0.013	0.360
EUR → TIIE	-0.088	3.888	2005-06-30	31.3	-0.012	0.176
GBP → TIIE	-0.026	3.682	2005-06-29	45.1	-0.007	0.165
JPY → TIIE	-0.065	3.510	2005-07-13	33.4	-0.017	0.072

Nota: L, pérdidas con controles, en las unidades del receptor; z, residuos estandarizados con controles. 4 732 ventanas de 500 observaciones por trayectoria, de junio de 2005 a diciembre de 2024; cruces MXN/divisa. Positivas, porcentaje de ventanas con ΔCoVaR mayor que cero.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal y del VIX (VIXCLS), obtenidos de FRED.

Cuadro C.60. Retrocontrastes de las 24 trayectorias móviles en las dos variantes.

Par	L %	L p ind.	L p UC	L p CC	z %	z p ind.	z p UC	z p CC
EUR → Bono M	5.28	0.019	1.000	0.735	5.39	0.369	1.000	1.000
GBP → Bono M	5.09	0.059	1.000	1.000	5.58	0.730	1.000	1.000
JPY → Bono M	5.43	0.062	1.000	1.000	5.60	0.966	1.000	1.000
USD → Bono M	5.26	0.175	1.000	1.000	5.39	0.724	1.000	1.000
EUR → IPC	5.22	0.976	1.000	1.000	4.97	0.598	1.000	1.000
GBP → IPC	5.22	0.378	1.000	1.000	5.20	0.726	1.000	1.000
JPY → IPC	5.35	0.678	1.000	1.000	5.24	0.362	1.000	1.000
USD → IPC	4.88	0.411	1.000	1.000	4.84	0.776	1.000	1.000
EUR → TIIE	7.86	< 0.001	< 0.001	< 0.001	7.21	< 0.001	< 0.001	< 0.001
GBP → TIIE	7.67	< 0.001	< 0.001	< 0.001	6.74	< 0.001	< 0.001	< 0.001
JPY → TIIE	7.74	< 0.001	< 0.001	< 0.001	6.95	< 0.001	< 0.001	< 0.001
USD → TIIE	7.95	< 0.001	< 0.001	< 0.001	6.85	< 0.001	< 0.001	< 0.001

Nota: L, pérdidas con controles; z, residuos con controles; cruces MXN/divisa. Porcentaje de excedencias del cuantil 0.95 predicho frente al nominal de 5%, en 4 731 predicciones a una observación por trayectoria, de junio de 2005 a diciembre de 2024. p ind., componente de independencia sin ajuste; UC y CC, pruebas de cobertura incondicional y condicional con Holm sobre las 48 trayectorias de cada prueba. La predicción usa filtros de muestra completa, por lo que no es enteramente ex ante.

Fuente: elaboración propia con datos del SIE del Banco de México y del reporte H.10 de la Reserva Federal y del VIX (VIXCLS), obtenidos de FRED.

APÉNDICE D: Secuencia en la ejecución de la investigación

Las figuras recorren el plan de análisis desde la propuesta inicial de la investigación. Cada recuadro es un elemento del plan o una decisión adoptada durante la ejecución y su número indica el orden en que se adoptó dentro de toda la investigación. Las flechas siguen ese orden dentro de cada bloque. La marca indica si lo previsto se realizó tal como se planeó, se realizó con cambios o no se realizó y si lo añadido se decidió antes de estimar o después de observar resultados.

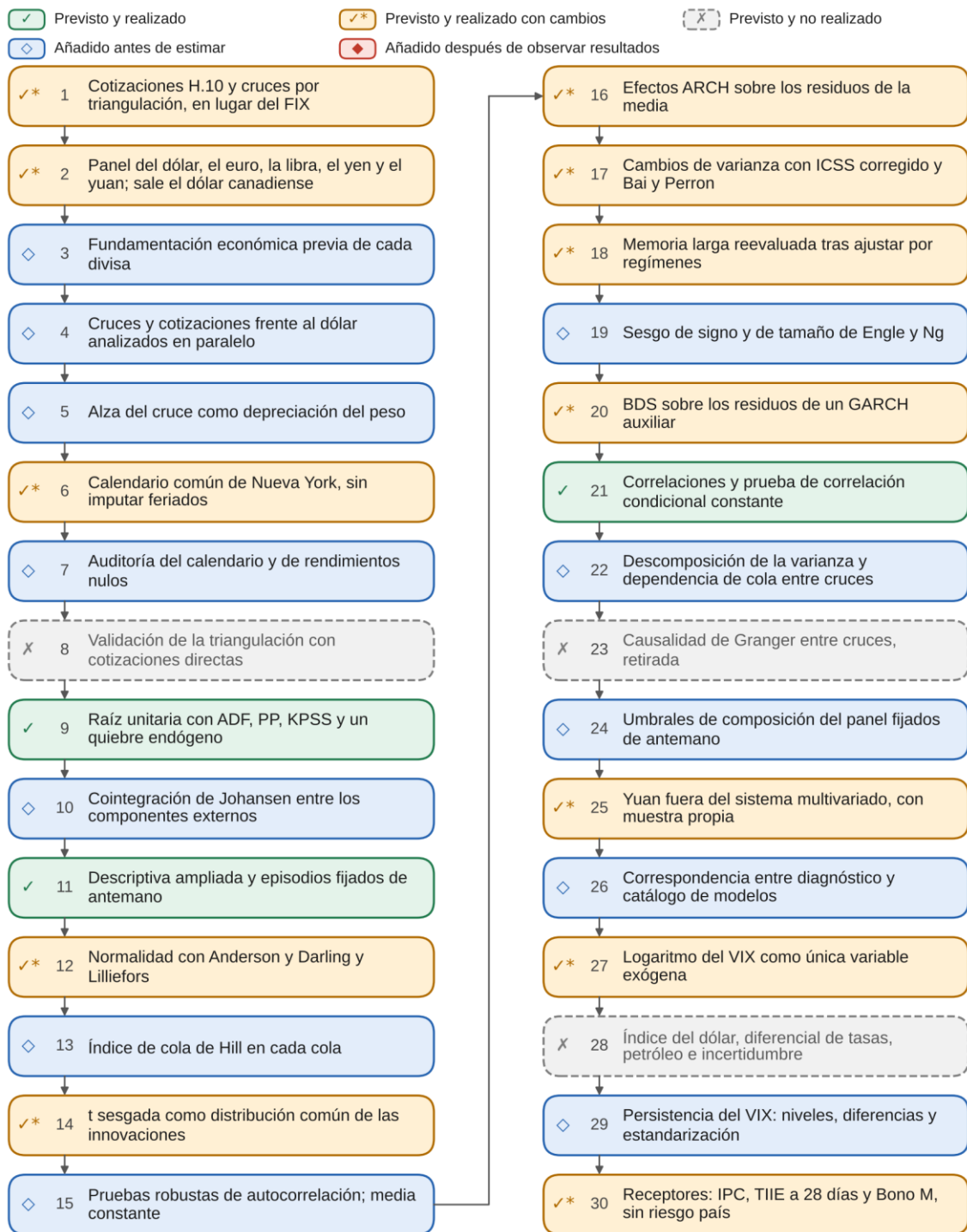


Figura D.1. Plan de los datos y análisis exploratorio de los tipos de cambio.

Nota: el número es el orden de adopción en toda la investigación. H.10, cotizaciones de mediodía en Nueva York de la Reserva Federal; FIX, tipo de cambio del Banco de México; riesgo país, diferencial soberano (EMBI) o seguros de incumplimiento (CDS) previstos en la propuesta.

Fuente: elaboración propia con base en la propuesta de investigación y en el plan de análisis.

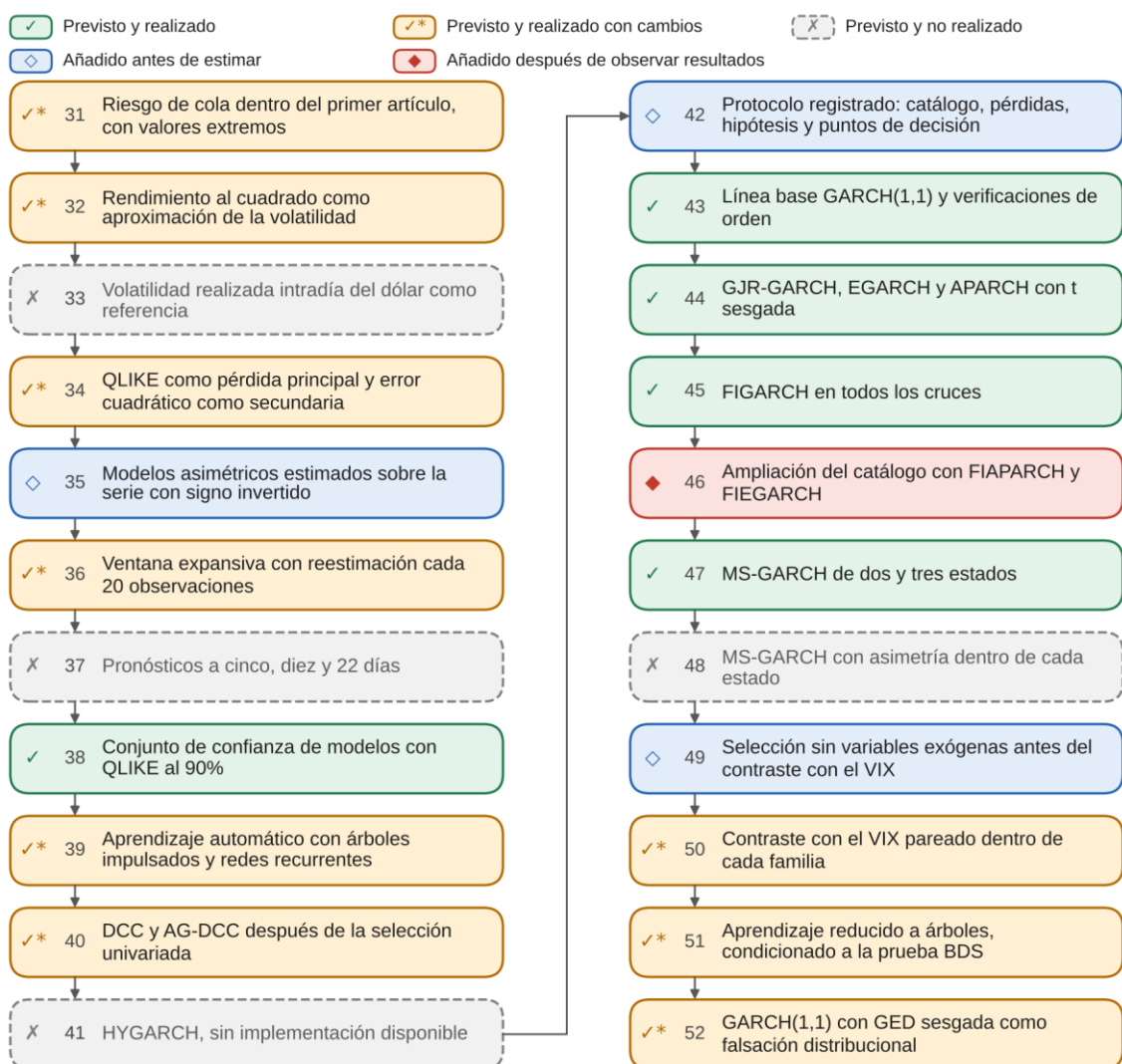


Figura D.2. Plan del primer artículo: especificación y evaluación de los modelos de volatilidad.

Nota: el número es el orden de adopción en toda la investigación. QLIKE, pérdida cuasiverosímil; DCC, correlación condicional dinámica y AG-DCC, su versión asimétrica generalizada; BDS, prueba de independencia de Brock, Dechert y Scheinkman.

Fuente: elaboración propia con base en la propuesta de investigación y en el plan de análisis.

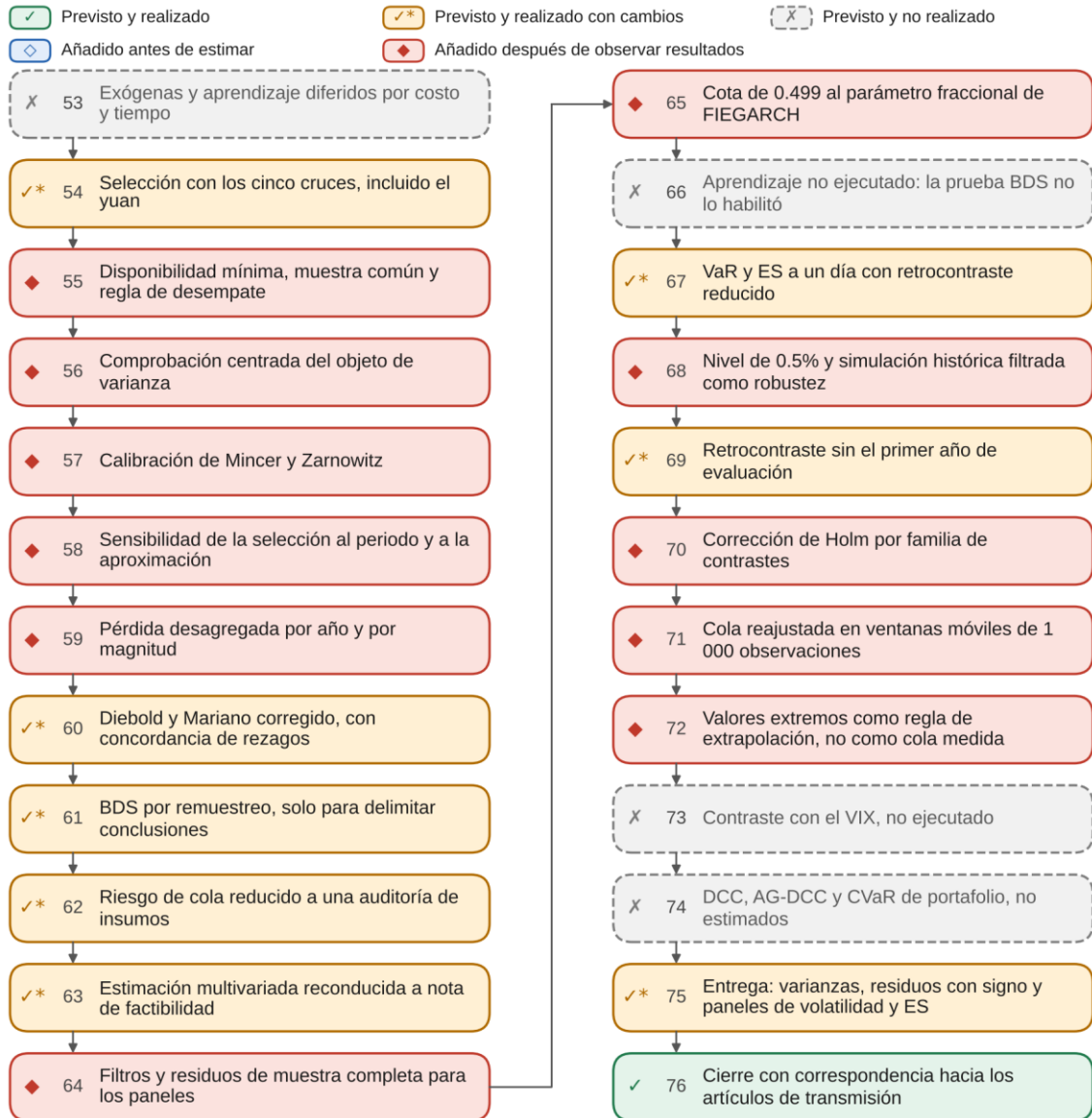


Figura D.3. Plan del primer artículo: selección final, riesgo de cola y entrega a los artículos de transmisión.

Nota: el número es el orden de adopción en toda la investigación. ES, déficit esperado; CVaR, valor en riesgo condicional, equivalente al ES.

Fuente: elaboración propia con base en la propuesta de investigación y en el plan de análisis.

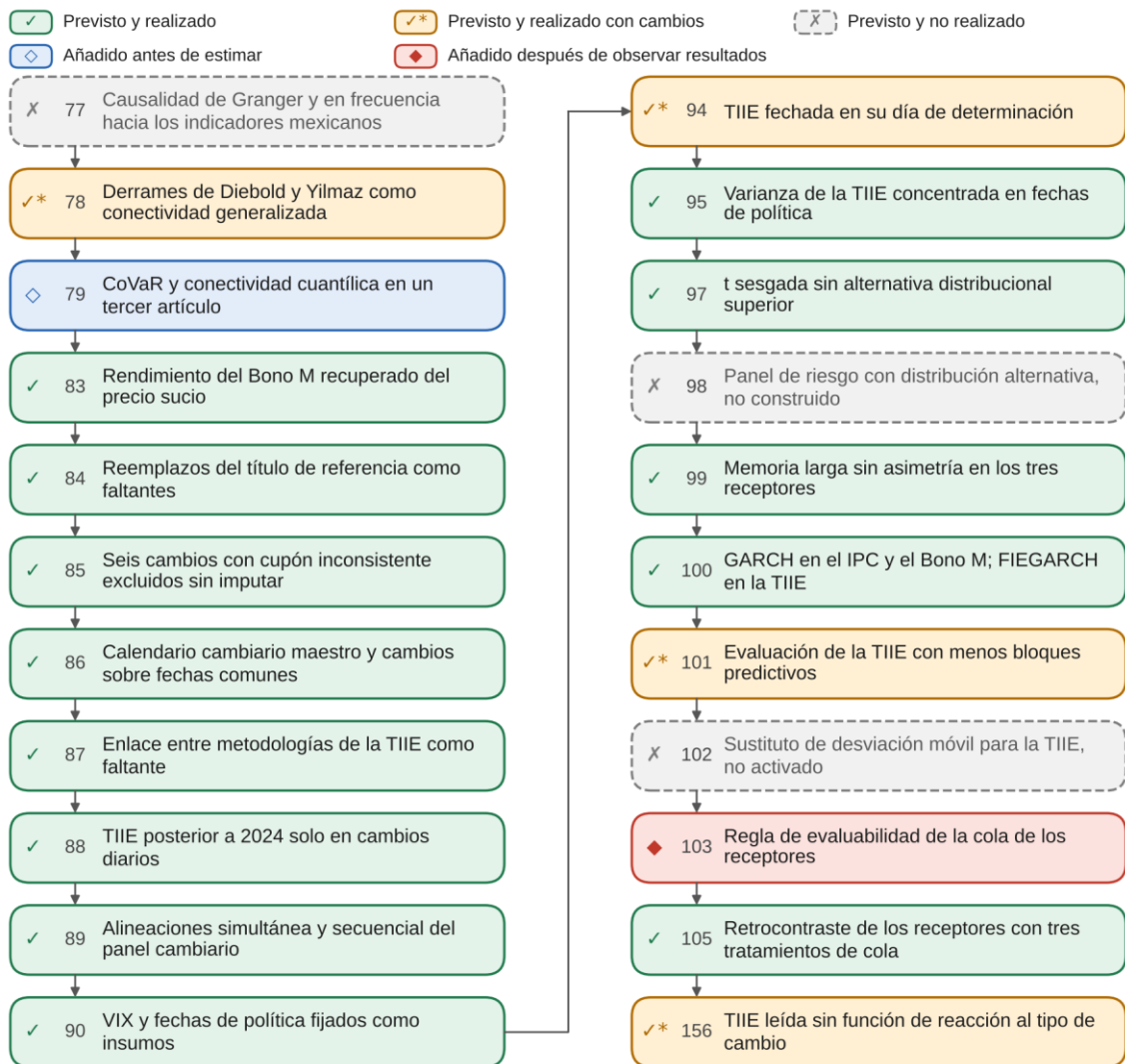


Figura D.4. Plan de los artículos de transmisión: alcance, datos de los mercados mexicanos y modelos de los receptores.

Nota: el número es el orden de adopción en toda la investigación. Los tres primeros recuadros corresponden al plan de transmisión de la propuesta inicial.

Fuente: elaboración propia con base en la propuesta de investigación y en el plan de análisis.

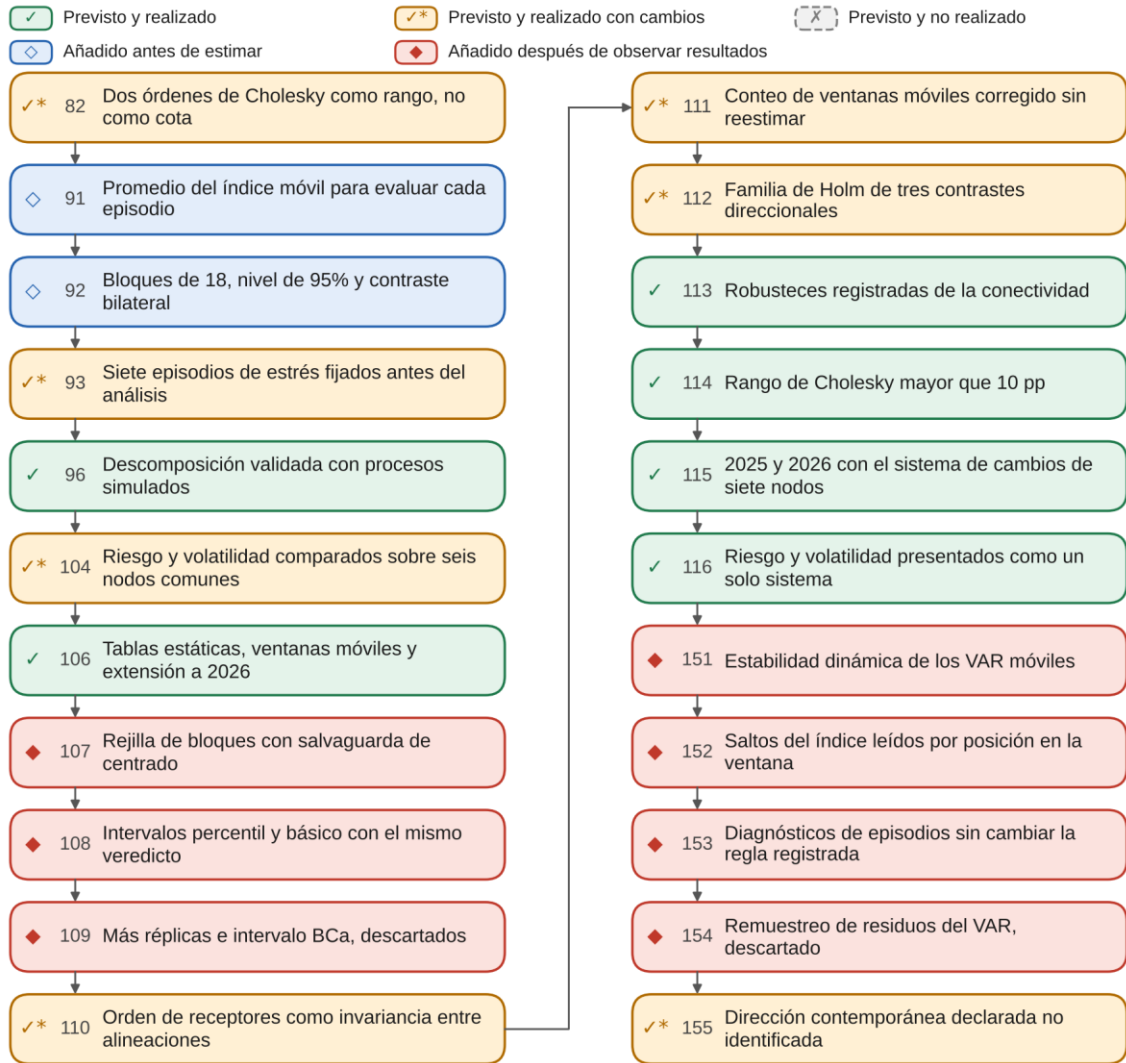


Figura D.5. Plan del segundo artículo: conectividad de volatilidad y de riesgo.

Nota: el número es el orden de adopción en toda la investigación. BCa, intervalo con corrección de sesgo y aceleración.

Fuente: elaboración propia con base en la propuesta de investigación y en el plan de análisis.

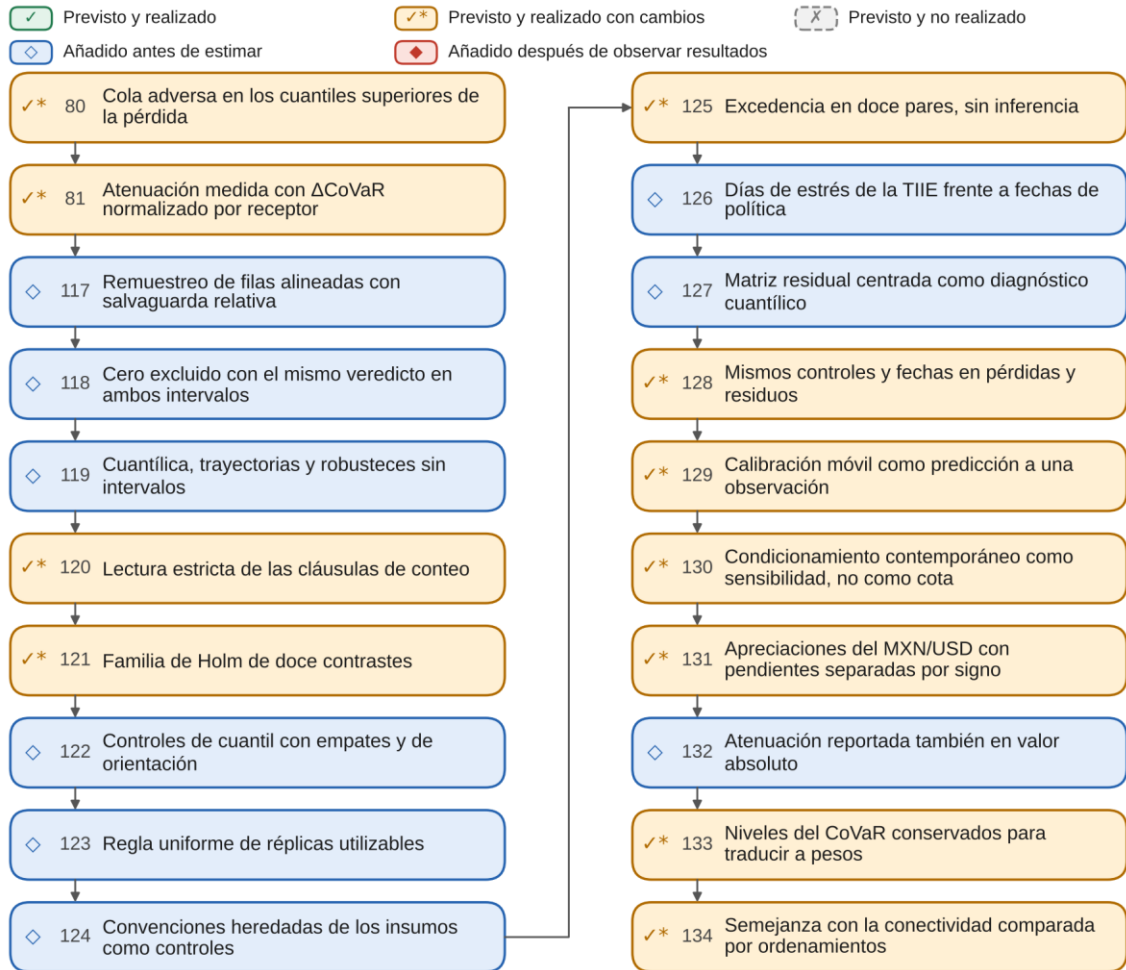


Figura D.6. Plan del tercer artículo: reglas del riesgo de cola condicional.

Nota: el número es el orden de adopción en toda la investigación.

Fuente: elaboración propia con base en la propuesta de investigación y en el plan de análisis.

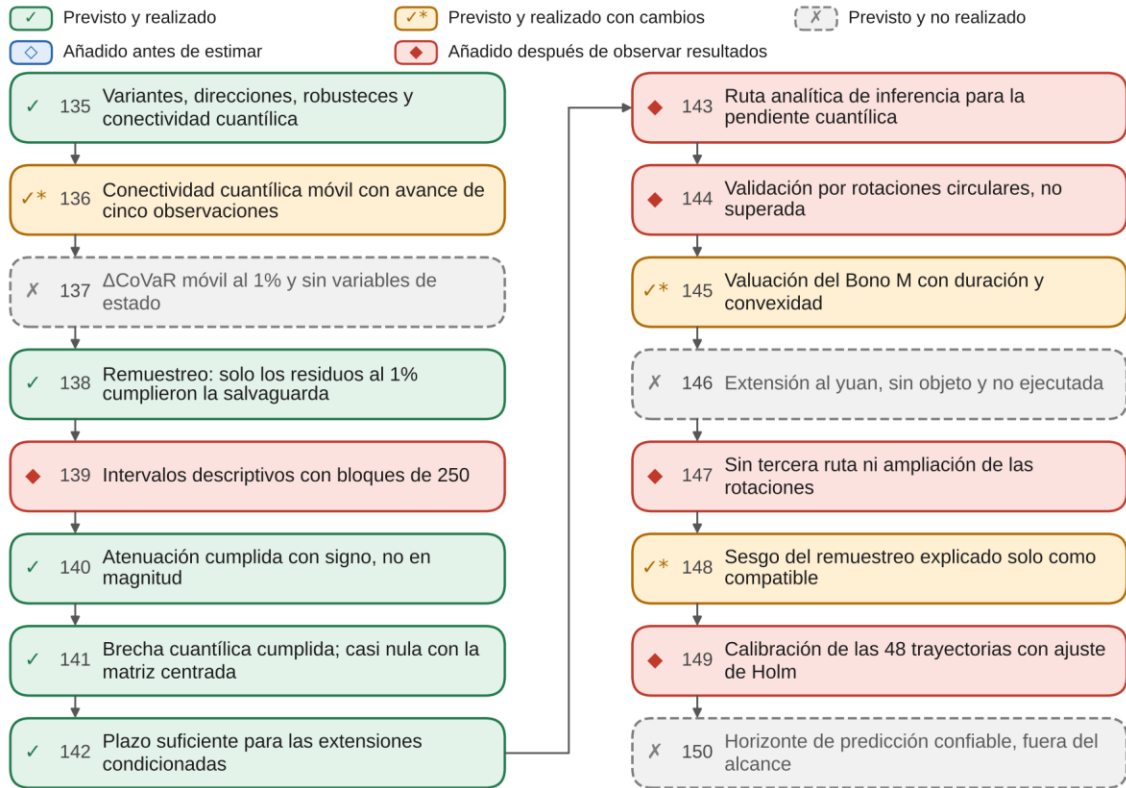


Figura D.7. Plan del tercer artículo: ejecución, inferencia y cierre del alcance.

Nota: el número es el orden de adopción en toda la investigación.

Fuente: elaboración propia con base en la propuesta de investigación y en el plan de análisis.