

UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO PROGRAMA DE POSGRADO EN CIENCIAS DE LA TIERRA CENTRO DE CIENCIAS DE LA ATMÓSFERA CIENCIAS ATMOSFÉRICAS, ESPACIALES Y PLANETARIAS

ATRIBUCIÓN DE LA INFLUENCIA ANTROPOGÉNICA EN LA TENDENCIA DE LA TEMPERATURA EN MÉXICO EN EL PERIODO 1910 A 2005

TESIS QUE PARA OPTAR POR EL GRADO DE DOCTORADO EN CIENCIAS DE LA TIERRA

PRESENTA: MIGUEL ANGEL ALTAMIRANO DEL CARMEN

TUTOR DR. RENÉ LOBATO SÁNCHEZ INSTITUTO MEXICANO DE TECNOLOGÍA DEL AGUA

MIEMBROS DEL COMITÉ TUTOR DR. FRANCISCO ESTRADA PORRÚA DR. VÍCTOR MANUEL MENDOZA CASTRO DR. IGNACIO ARTURO QUINTANAR ISAIAS CENTRO DE CIENCIAS DE LA ATMÓSFERA

CIUDAD UNIVERSITARIA, CD. MX., JUNIO DE 2021



Universidad Nacional Autónoma de México



UNAM – Dirección General de Bibliotecas Tesis Digitales Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS © PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor. "Declaro conocer el Código de Ética de la Universidad Nacional Autónoma de México, plasmado en la Legislación Universitaria. Con base en las definiciones de integridad y honestidad ahí especificadas, aseguro mediante mi firma al calce que el presente trabajo es original y enteramente de mi autoría. Todas las citas de, o referencias a, las obras de otros autores aparecen debida y adecuadamente señaladas, así como acreditadas mediante los recursos editoriales convencionales".

MIGUEL ANGEL ALTAMIRANO DEL CARMEN

| i. | Acrónimos | | | | |
|-----|---|--------|---|----|--|
| 1. | l. Resumen | | | | |
| 2. | Abst | ract | | 3 | |
| 3. | Intro | oduce | ción y antecedentes | 4 | |
| 3 | .1. | Mét | odos de atribución | 8 | |
| 3 | .2. | Mod | delos climáticos que simulan la respuesta al FRT | 11 | |
| 4. | Just | ificac | ión | 16 | |
| 5. | Hipć | otesis | s y objetivo | 17 | |
| 6. | Date | os y r | nétodos | 18 | |
| 6 | .1. | Don | ninios espaciales, datos observados y modelados | 18 | |
| | 6.1. | 1. | Datos observacionales | 18 | |
| | 6.1.2 | 2. | Datos de modelos de circulación global | 21 | |
| 6 | .2. | Nue | vo método para evaluar el desempeño de modelos climáticos | 23 | |
| 6 | .3. | Prue | ebas de co-tendencia para atribución | 30 | |
| | 6.3. | 1. | Prueba de co-tendencia de Bierens | 30 | |
| | 6.3.2 | 2. | Prueba de co-tendencia de Guo y Shintani | 34 | |
| 6 | .4. | Mod | delo termodinámico del clima global | 38 | |
| | 6.4. | 1. | Balance de radiación en el MTCg | 40 | |
| | 6.4.2. | | Retro-alimentadores del sistema climático y el forzante antropogénico | 42 | |
| | 6.4.3 | 3. | Ecuaciones de balance de energía | 46 | |
| 6 | .5. | Мо | delo Weather Research and Forecasting en modo climático | 48 | |
| 7. | Resu | ultad | OS | 55 | |
| 7 | .1. | Des | empeño de modelos de circulación global | 55 | |
| 7 | .2. | Expe | erimentos con el Modelo termodinámico del clima global | 65 | |
| 7 | .3. | Atri | bución estadística | 73 | |
| | 7.3. | 1. | Atribución con series de tiempo de los MCG | 73 | |
| | 7.3.2 | 2. | Atribución con series de tiempo de varios MCR | 79 | |
| | 7.3.3 | 3. | Atribución con series de tiempo del MTCg | 82 | |
| 8. | Con | clusio | ones | 85 | |
| Ane | Anexo I. Archivo de control namelist.wps | | | | |
| Ane | Anexo II. Archivo de control namelist.input | | | | |

Índice General

| 9. | Referencias | . 94 | 4 |
|----|-------------|------|---|
|----|-------------|------|---|

FIGURAS

| Figura 1. Regiones subcontinentales consideradas. La barra de colores indica el porcentaje de datos mensuales de TSM disponibles en cada celda de malla en las regiones analizadas en el periodo 1910- 2005 para (a) HadCRUTA y (b) GISTEMP |
|--|
| Figura 2. Representación esquemática de un cambio estructural (línea punteada) en el término de error no sistemático (línea continua) de una regresión lineal debido a un cambio en la tendencia (izq.) o a un cambio de nivel (der.). |
| Figura 3. Espectro de emisión atmosférico al nivel del mar para T=300 K. Parte (a) la simplificación de Adem (1962) y parte (b) el espectro observado con el señalamiento de bandas de absorción (emisión) correspondientes a algunos gases atmosféricos (Johnson, 1958 en Adem 1962) |
| Figura 4. Representación esquemática del balance de radiación en la troposfera, que incluye una fracción de cubierta nubosa (ε) (Adem, 1962). Figura 5. Extensión espacial de los dominios considerados en la simulación con el WRF climático |
| Figura 6. Interacción entre parametrizaciones del WRF |
| Figura 8. Resultados de la prueba de Wald sobre el parámetro β1 de la regresión (6). Los paneles a) y b) muestran los resultados para la serie anual de la TSM del HadCRUT4 y del GISTEMP, respectivamente. 62 |
| Figura 9. Series anuales de anomalías de la TSM del HadCRUT4 y GISTEMP (línea gruesa negra y roja, respectivamente), de realizaciones de 21 MCG del experimento Historical del CMIP5 (líneas delgadas de colores) y media del ensamble de cada MCG (líneas gruesas de colores) para nueve regiones en el periodo 1910-2005. Acrónimos como en la Fia. 1 |
| Figura 10. Campo de anomalía de la TSM promedio (°C) del periodo 1851 a 2005, a) observada del HadCRUT4, b) obtenida con el MTCg del experimento VM-j, c) con el experimento MA-j. En el lado izquierdo se indica el promedio global de anomalía para cada panel. La anomalía observada es con respecto a 1961-1990 y la modelada con respecto al periodo pre-industrial |
| periodo pre-industrial. Panel a) experimentos con variante VM, panel b) con variante MA. La anomalía del HadCRUT4 es con respecto al periodo 1961-1990 |
| Figura 12. Serie anual 1851 a 2005 de la anomalía de la TSM en México, con la media removida 1851-2005. Panel a) experimentos con variante VM, panel b) con variante MA |
| Figura 13. Resultados para la hipótesis nula de la existencia de 3 vectores de co-tendencia, en el dominio de México, de la prueba de Bierens aplicada a cuatro series anuales: FRT, WMGHG, TSM del HadCRUT4 y TSM de 21 MCG bajo el experimento Historical del CMIP5, cuando se remueve la media o la tendencia en las series |

Figura 14. Representación de la relación entre la tendencia no lineal del FR total (línea negra) con a) la tendencia no lineal del MCG FGOALS-g2 (línea marrón) bajo el experimento Historical del CMIP5 y b) la tendencia no lineal de la TSM del MCG CSIRO-Mk3-6-0 bajo el experimento Natural, en el dominio de China.
Figura 15. Ejemplo de series anuales del FRT, WMGHG y la TSM reducida de escala a: a) 50 km ó b) 25 km con el MCR forzado con un MCG del experimento Historical del CMIP5 para el dominio de México.

CUADROS

| Cuadro 1. Ejemplo de procesos de variabilidad climática y de forzantes externos | | | | | |
|---|--|--|--|--|--|
| Cuadro 2. MCG disponibles en los experimentos del CMIP5 con al menos dos realizaciones | | | | | |
| Cuadro 3. Valores críticos para contrastar la hipótesis nula de la prueba de co-tendencia de Bierens (2000) | | | | | |
| cuando se remueve la media en las series de tiempo | | | | | |
| Cuadro 4. Valores críticos para contrastar la hipótesis nula de la prueba de co-tendencia de Bierens (2000) | | | | | |
| cuando se remueve la tendencia en las series de tiempo | | | | | |
| Cuadro 5. Configuración de las opciones de parametrización física utilizadas en la simulación del WRF | | | | | |
| climático y la opción física correspondiente del MIROC552 | | | | | |
| Cuadro 6. Parámetros de regresión αm , $\beta 1$, θi y φi asociados al FRT y a los modos de variabilidad en los | | | | | |
| modelos finales de la regresión auxiliar para cada dominio usando la TSM del HadCRUT4 | | | | | |
| Cuadro 7. Similar al cuadro 6, pero para la TSM del GISTEMP 59 | | | | | |
| Cuadro 8. Configuración de experimentos realizados con el MTCg cuando se activan (on) o desactivan (off) | | | | | |
| forzantes y/o retro-alimentadores del clima66 | | | | | |
| Cuadro 9. Número de vectores de co-tendencia de la prueba de Bierens (2000) entre las series anuales del | | | | | |
| FRT, los WMGHG, la TSM del HadCRUT4 y la TSM de 21 MCG bajo el experimento Historical del CMIP5, | | | | | |
| para nueve dominios. Nivel de significancia del 10 %. Las celdas en gris representan una relación | | | | | |
| inversa entre tendencias no lineales de las series | | | | | |
| Cuadro 10. Igual al cuadro 9, pero para la TSM de 13 MCG bajo el experimento Natural del CMIP5. En este | | | | | |
| caso, las celdas en gris representan una relación proporcional entre tendencias no lineales de las series. | | | | | |
| | | | | | |
| Cuadro 11. Características de los MCR usados para generar las series de TSM79 | | | | | |
| Cuadro 12. Número de vectores de co-tendencia en el dominio de México, identificados con la prueba de | | | | | |
| Bierens (2000) aplicada a las series anuales del FRT, los WMGHG, la TSM del HadCRUT4 y la TSM de 7 | | | | | |
| MCR. Nivel de significancia del 10 %. Se indica el MCG que forza al MCR bajo el experimento Historical | | | | | |
| del CMIP5 | | | | | |
| Cuadro 13. Relación entre la tendencia no lineal de la serie anual del FRT, WMGHG o HadCRUT4 con la serie | | | | | |
| de la TSM de los experimentos del MTCg con variante VM para el dominio global, cuando se remueve la | | | | | |
| media/tendencia. En gris se marca la relación inversa entre tendencias | | | | | |
| Cuadro 14. Igual que el cuadro 13, pero con variante MA en los experimentos y para el dominio de México. 83 | | | | | |

i. Acrónimos

| AIC | Criterio de información Akaike |
|-----------------|--|
| AMO | Oscilación Multi-decadal del Atlántico |
| BIC | Criterio de información Bayesiano |
| CDO | Climate Data Operator |
| CF | Condiciones de frontera |
| CI | Condiciones iniciales |
| CMIP5 | Proyecto de Intercomparación de Modelos Acoplados |
| CO ₂ | Dióxido de carbono |
| CORDEX | Experimentos Coordinados de Reducción Regional de Escala Climática |
| СР | Componentes principales |
| DS | Diferencia estacionaria |
| FEO | Función empírica ortogonal |
| FR | Forzamiento radiativo |
| FRT | Forzamiento radiativo neto total |
| GEI | Gases de efecto invernadero |
| GISTEMP | GISS Surface Temperature Analysis |
| HadCRUT4 | Hadley Centre–Climate Research Unit Temperature Anomalies |
| HQ | Criterio de información Hannan-Quinn |
| IOD | Índice del Modo Dipolar o Dipolo del Océano Indico |
| IPCC | Panel Intergubernamental sobre el Cambio Climático |
| LSC | Esquema de condensación de pronóstico de gran escala |
| MCG | Modelos de circulación global |
| MCR | Modelos de circulación regional |
| MTC | Modelo termodinámico del clima |
| MTCg | Modelo termodinámico del clima global |
| NAM | Modo Anular del Hemisferio Norte |
| NAO | Oscilación del Atlántico Norte |
| NPI | Índice del Pacífico norte |
| PDO | Oscilación Decadal del Pacífico |
| ppm | Partes por millón |
| RCP | Escenarios de trayectoria de concentraciones representativas |
| SAM | Modo anular del Sur |
| SOI | Índice de Oscilación del Sur |
| TKE | Energía cinética turbulenta |
| TS | Tendencia estacionaria |
| TSM | Temperatura superficial media |
| WMGHG | Gases de efecto invernadero bien mezclados en la atmósfera |
| WPS | Sistema de pre-procesamiento de datos atmosféricos |
| WRF | Modelo de pronóstico e investigación del tiempo |

1. Resumen

En este estudio se atribuye la influencia antropogénica en el calentamiento observado a escala global y en ocho regiones terrestres subcontinentales, como México, a partir de pruebas de cotendencia aplicadas a series anuales de forzamiento radiativo (FR) y de temperatura superficial media (TSM) observada y la simulada por modelos de circulación global (MCG), considerando el periodo 1910-2005. Los resultados obtenidos son consistentes con la atribución del calentamiento a escala global y continental (IPCC, 2007 y 2013).

En tanto que las pruebas de co-tendencia aplicadas a series de TSM simuladas con modelos regionales del clima para el dominio de México no son robustas para atribuir el calentamiento observado en el periodo 1971 a 2005. Lo anterior debido a que los resultados indican que las series se aproximan a un comportamiento de crecimiento lineal en ese periodo al no capturar el cambio de la tendencia que se presenta a escala global en la década de 1960 o a finales de la década de 1990. Se mantiene el reto de atribuir el calentamiento en periodos menores a 50 años (Hegerl *et al.,* 2007) en México.

Como parte de este trabajo se desarrolló una nueva metodología, basada en regresión de mínimos cuadrados ordinarios, para evaluar el desempeño de los MCG para simular la tendencia y la magnitud observada del calentamiento en respuesta al FR neto total. El método propuesto permite evaluar el desempeño de los MCG con métodos multi-variados en los que se toma en cuenta los efectos combinados de la variabilidad natural, a diferencia de los métodos uni-variados tal como la correlación o regresión lineal simple que no consideran posibles efectos indirectos en tre modos de variabilidad. Los resultados muestran que al menos 14 de 22 MCG considerados en este estudio, incluido el ensamble multi-modelo, son capaces de reproducir tanto la tendencia de la respuesta observada al FR como la magnitud del calentamiento en 30 % de los dominios analizados. En el caso de México son cinco MCG los que muestran ese nivel de desempeño.

Los resultados de las pruebas de atribución aplicadas se complementaron con el análisis de los procesos físicos en respuesta al FR y a retro-alimentadores del sistema climático, mediante experimentos realizados con el Modelo Termodinámico del Clima en su versión global. Se encuentra que la temperatura modelada global y para México se aproxima al calentamiento observado cuando además del FR se consideran retro-alimentadores de las fases del agua; de éstos, el vapor de agua es el de mayor importancia en la simulación de 1851 a 2005.

2. Abstract

In this study it is attributed the anthropogenic influence in the observed warming at the global and eight sub-continental land domains, such as Mexico, from co-trend tests applied to annual series of radiative forcing (FR) and mean surface temperature (TSM) observed and that simulated by global circulation models (MCG), in the period 1910-2005. The results obtained are consistent with the attribution of warming on a global and continental scale (IPCC, 2007 and 2013).

While the co-trend tests applied to series of TSM simulated with regional climate models for the Mexican domain are not robust to attribute the warming observed in the period 1971 to 2005. This is due that the results show that the series approximate to a linear growth behavior in that period by not capturing the structural break in the trend that occurs on a global scale in the 1960s or the late 1990s. The challenge of attributing warming to periods less than 50 years remains (Hegerl *et al.,* 2007) in Mexico.

As part of this work, a new methodology based on ordinary least squares regression was developed to evaluate the performance of MCG to simulate the observed warming trend and magnitude in response to the total net FR. The proposed methodology allows evaluating the performance of MCG with multivariate setting in which the combined effects of natural variability are accounted for, unlike univariate methods such as correlation and simple linear regression which do not consider possible indirect effects between variability modes. Results show that at least fourteen out of 22 MCG, included the multi-model ensemble, are able to reproduce both the trend of the observed response to FR and the magnitude of the warming rate for 30 % of the domains. Five MCG show that level of performance for Mexico.

The results of the applied attribution tests were complemented with the analysis of physical processes in response to FR and feedbacks of the climate system, through experiments with the global version of the Thermodynamic Climate Model. It is found that modeled temperature for the global and Mexican domain approaches to the observed warming when, in addition to FR, it is considered the water phases as feedbacks; of these, water vapor is the most important in the simulation from 1851 to 2005.

3. Introducción y antecedentes

El cambio climático se refiere al cambio en el estado del clima por efecto de procesos internos y/o forzantes (Cuadro 1) y se identifica por la modificación en la media y/o la variabilidad de sus propiedades, que persisten en plazos largos de tiempo de décadas o mayores (Hegerl *et al.*, 2007). Los forzantes son factores internos y externos al sistema climático (atmósfera-océano-continente), como el cambio en la reflectividad de la superficie debido a cambios en la cubierta de nieve o la emisión antropogénica de gases de efecto invernadero (GEI), respectivamente, y pueden afectar la variabilidad climática así como causar un cambio en el clima (Hegerl *et al.*, 2010; Bindoff *et al.*, 2013).

La variabilidad climática –llamada variabilidad interna o natural del sistema climático sin la influencia de forzantes no naturales– es consecuencia de procesos dentro del sistema climático o por interacciones acopladas entre sus componentes, y se presenta en diferentes escalas de tiempo (Bindoff *et al.*, 2013; Hegerl *et al.*, 2007; Hegerl *et al.*, 1996). Actualmente, no es posible modelar y explicar plenamente el cambio climático global observado considerando solo los forzantes naturales o la variabilidad natural, sin incluir los forzantes antropogénicos, los cambios en el ozono estratosférico y troposférico y las emisiones de aerosoles por actividades humanas (Bindoff *et al.*, 2013).

Cuadro 1. Ejemplo de procesos de variabilidad climática y de forzantes externos.

| Variabilidad interna (duración) | Forzantes externos | | |
|--|---|--|--|
| Condensación de gotas (segundos) | Naturales | | |
| Brisa tierra-mar (diaria) | Radiación solar | | |
| El Niño Oscilación del Sur (anual a multianual) | Aerosoles (sulfatos) inyectados a la estratósfera por erupciones volcánicas | | |
| Oscilación Decadal del Pacífico (PDO; decadal a multidecadal) | Rayos cósmicos Artificiales | | |
| Oscilación Multidecadal del Atlántico (AMO; multidecadal a centenal) | Emisión antropogénica de GEI, aerosoles y carbón negro | | |
| Glaciaciones (centenas a miles de años) | Albedo por cambio de uso de suelo | | |

Fuente: (Hegerl et al., 2007; Bindoff et al., 2013).

Discernir entre la variabilidad interna y los efectos esperados del forzante externo demanda una comparación cuidadosa en los cambios observados. La respuesta a los forzantes no necesariamente evoluciona en el tiempo como una tendencia lineal debido a que el forzante, por sí mismo, puede no evolucionar de esa forma o porque la respuesta al forzante no es necesariamente lineal (Hegerl *et al.*, 2007). Las expectativas se basan en el entendimiento del sistema climático, el cual se fundamenta en principios físicos (Hegerl *et al.*, 2007). Es así que se evalúa el cambio observado en el clima en el largo plazo al determinar si los patrones esperados, en respuesta a diferentes causas, están presentes en el registro histórico, a través de estudios de detección y atribución.

La detección y atribución de cambios en el clima, y sus impactos, es fundamental para nuestro entendimiento de las bases científicas del cambio climático (Hegerl *et al.*, 2010) y para la toma de decisiones. Los resultados de los estudios de atribución sustentan algunas de las conclusiones del Panel Intergubernamental sobre el Cambio Climático (IPCC, por sus siglas en inglés), p. ej. *"el balance de las evidencias sugiere que hay una influencia humana discernible en el clima global"* (IPCC, 2001). Aunque la influencia antropogénica en el clima ha sido detectada/atribuida a escala global (Bindoff *et al.*, 2013), son necesarias estimaciones en una región en particular (Hegerl *et al.*, 2007), en este caso a escala subcontinental, como en México (Lobato-Sánchez y Altamirano, 2017). Estimar la influencia antropogénica en la temperatura superficial subregional resulta de importancia práctica ya que los sistemas humanos y naturales son más propensos a ser afectados por cambios de la temperatura cuando éstos se encuentran fuera del rango o umbral de tolerancia experimentado normalmente (Chan y Wu, 2015), por ejemplo para el desarrollo de cultivos.

La *detección* de un cambio es el proceso de demostrar que el clima o el sistema afectado por el clima han cambiado en algún sentido estadístico definido, sin proveer de una razón para ese cambio. Un cambio identificado se detecta en las observaciones si se determina que es pequeña la probabilidad de que ocurra debido a la variabilidad interna, por ejemplo, <10 % (Hegerl *et al.*, 2010; Hegerl *et al.*, 2007).

5

La *atribución*, más compleja que la detección, combina análisis estadísticos y conocimiento físico (Bindoff *et al.*, 2013; Hegerl *et al.*, 2007); es útil para evaluar lo que constituya una posible discrepancia con respecto a la variabilidad interna (Bindoff *et al.*, 2013). Se define como el proceso de evaluación de un cambio por la contribución relativa de factores causales, con la asignación de un nivel de confianza estadístico (Hegerl *et al.*, 2010; Hegerl *et al.*, 2007). Esta definición se puede ampliar para incluir la variabilidad interna entre los factores causales (Bindoff *et al.*, 2013). En la práctica, un cambio observado o detectado es atribuido a un factor causal específico si se demuestra que las observaciones son: i) "consistentes con la respuesta estimada/modelada, obtenida de una combinación de forzantes naturales y antropogénicos" (que incluyen el factor causal), y ii) "inconsistentes con explicaciones alternativas, físicamente posibles, del cambio climático reciente que excluye elementos importantes de la combinación de forzantes dados" (se excluye el factor) (Hegerl *et al.*, 2007; Bindoff *et al.*, 2013).

Una de las aproximaciones más simples en la detección y atribución es comparar las observaciones con las simulaciones, en las que se consideran solo los forzantes naturales o la combinación de forzantes antropogénicos y naturales relevantes. Si los cambios observados son consistentes con las simulaciones que incluyen la influencia humana, e inconsistentes con aquellas que no la incluyen, esto sería suficiente para la atribución. Lo anterior, en caso de que no hubiera influencia discernible de otros factores en la señal del clima de largo plazo, como pueden ser las oscilaciones de baja frecuencia (por ejemplo, la AMO y la PDO), y considerando que los modelos simulan correctamente la respuesta a todos los forzantes externos. Ésta es una suposición seria y la mayoría de los estudios de atribución evitan caer en ella (Bindoff *et al.*, 2013).

En la atribución aparecen los cofactores, diferentes a los forzantes externos, que pueden enmascarar o distorsionar la respuesta al forzante externo que se busca atribuir. Éstos tienen que ser considerados explícitamente en los estudios (a través de aproximaciones derivadas de hipótesis, procesos basados en modelación, análisis estadísticos o juicio de expertos) para reducir el riesgo de obtener conclusiones erróneas en la atribución acerca de la relación causa-efecto (Hegerl *et al.*, 2010) si no son considerados o controlados. Ejemplos de cofactores potenciales incluyen sesgos y errores persistentes en registros instrumentales; errores e incertidumbres en modelos climáticos; representación errónea o falta de representación de forzamientos en el clima; diferencias estructurales en las técnicas metodológicas; no tomar en cuenta algunos modos de variabilidad interna del sistema climático (cómo la PDO o la AMO); y la interacción no lineal entre forzantes y las respuestas a éstos (Hegerl *et al.*, 2010).

Para la atribución del cambio climático se utilizan métodos estadísticos más robustos y no solamente argumentos de consistencia, p. ej. correlaciones (Bindoff *et al.*, 2013). Por ejemplo, aunque haya correlación entre la temperatura observada y el calentamiento antropogénico simulado, ésta no es suficiente para la atribución debido a la presencia de otros forzantes y la variabilidad climática interna en la señal de la temperatura. Los métodos estadísticos permiten evaluar si las observaciones contienen evidencia de respuestas esperadas a forzantes externos que sean distintas de la variación natural generada dentro del sistema climático, a partir del entendimiento físico o de cómo son simuladas por los modelos climáticos. Esos métodos permiten analizar el patrón espacial y/o temporal de las respuestas a uno o varios forzantes para identificarlas en las observaciones (Hegerl *et al.*, 2007).

Permanece el reto de atribuir el cambio de la temperatura en escalas menores a la continental y en escalas de tiempo menores a 50 años, debido a que la respuesta podría ser débil en comparación con el ruido o la variabilidad interna en esas escalas de tiempoespacio. Al promediar en regiones espaciales pequeñas la variabilidad interna se reduce menos que al promediar en regiones amplias, tornando más difícil distinguir entre cambios que se dan como respuesta a diferentes forzantes o entre forzantes externos y la variabilidad natural. Además, los cambios de temperatura relacionados con modos de variabilidad son simulados en forma limitada por los modelos en algunas regiones y estaciones del año. Asimismo, son menos confiables los detalles de pequeña escala de los forzantes externos y la respuesta simulada por modelos, que las características de gran escala (Hegerl *et al.*, 2007). Por otra parte, debido a que los estudios de detección son de naturaleza estadística, existe la posibilidad de una detección "contaminada", por ejemplo

7

debido a que el efecto de algún modo de variabilidad o de otro forzante no se encuentre completamente separado del efecto del forzante de interés. El riesgo de esa posibilidad se reduce cuando la evidencia proporciona una visión físicamente consistente de la causa probable de los cambios detectados y permite identificar que éstos son menos consistentes con la variabilidad natural (Hegerl *et al.*, 2007).

3.1. Métodos de atribución

El estudio de la influencia antropogénica en la temperatura superficial, como parte de la respuesta al forzante radiativo neto total (FRT), que incluye el efecto natural y el antropogénico, retoma comúnmente métodos de series de tiempo y econométricos (p. ej., co-integración o co-tendencia), entre otros. Al respecto, Estrada y Perron (2014) revisaron diferentes aproximaciones aplicadas en investigaciones de series de tiempo de la temperatura superficial global observada y generada con MCG. Los métodos econométricos y de series de tiempo han sido utilizados en diversos aspectos del estudio de detección y atribución del cambio climático (Tol y de Vos, 1993; Harvey y Mills, 2002; Qu, 2011; Estrada *et al.*, 2013b; Estrada y Perron, 2014).

Los estudios de atribución del cambio climático generalmente consideran dos tipos de procesos estocásticos no estacionarios generadores de series de tiempo de la temperatura superficial: diferencia estacionaria (DS) y tendencia estacionaria (TS). Los procesos consideran enfoques contrastantes sobre cómo funciona el sistema climático, y sobre la importancia y efectos del cambio de los forzantes antropogénicos en el tiempo. Si los procesos son mal identificados, un rango amplio de modelos estadísticos, pruebas y procedimientos pueden producir resultados engañosos (Estrada y Perron, 2014).

Como parte de las técnicas de los procesos de DS, la co-integración¹ se aplica regularmente al investigar la existencia de una tendencia común de largo plazo entre

¹ Que dos variables estén co-integradas implica que aunque crezcan o disminuyan lo hacen de forma sincronizada y mantienen dicha relación en el largo plazo. El concepto de co-integración surge por el

series de tiempo estacionarias y no estacionarias. Se dice que un conjunto de series está co-integrado si cada una de ellas necesita d diferencias en el tiempo para ser estacionaria, en este caso ese conjunto de series son integradas de orden "d" o I(d) y existe una combinación lineal de las mismas que entonces es integrada de menor orden. Por ejemplo, para identificar el orden de integración de una variable se aplican pruebas de existencia de raíz unitaria a un variable que sigue un modelo autoregresivo de primer orden ($y_t = \phi y_{t-1} + \mu_t$), en el que el valor actual de la variable depende de su valor anterior multiplicado por el coeficiente ϕ que indica la trayectoria que sigue la variable, más un término μ_t de perturbación aleatoria con una distribución normal; con media cero y varianza constante. Los métodos de co-integración son similares, en principio, a las aproximaciones basadas en regresiones en la medida que éstas toman en cuenta las propiedades esperadas de los datos de las series de tiempo descritas (Bindoff *et al.*, 2013).

Aunque Bindoff et al. (2013) analizaron evidencia de co-integración entre la temperatura y el FRT usando pruebas de co-integración lineal, ellos señalan que esas aproximaciones están sujetas al tema de cofactores (como la AMO o la PDO). Además, el co-movimiento de largo plazo de las series de tiempo de temperatura y del FRT, definido como un movimiento común o correlacionado entre vectores (Baur, 2003), es caracterizado por la presencia de cambios estructurales o quiebres en sus tendencias (Estrada y Perron, 2014); hay una tendencia en la primera parte de un periodo de las series de tiempo y una tendencia diferente en el periodo subsecuente.

La co-integración puede resultar en conclusiones erróneas si preliminarmente son mal identificados los procesos generadores de los datos de las series (Kaufmann y Stern, 1997; Gay, Estrada y Sánchez, 2009; Estrada, Gay y Sánchez, 2010). Al considerar la existencia de una raíz unitaria $\lambda = \emptyset = 1$ (o raíz característica del modelo autoregresivo) en la serie de la TSM y/o el FRT, a partir de los resultados de una prueba estándar de raíz unitaria, como

problema de intentar saber si dos o más variables están en realidad relacionadas. Muchas relaciones entre variables pueden ser espurias, es decir, falsas. Espuria significa que, aunque estadísticamente parezca que tienen relación, es pura casualidad. https://economipedia.com/definiciones/cointegracion.html [Consultado el 05-ENE-2021]

la Dickey-Fuller (Gujarati, 2003), que no consideran un cambio estructural en la media y/o pendiente de la tendencia, cuando sí hay dichos cambios en el lago plazo, podría: i) atribuir erróneamente mucha persistencia a la variabilidad de la temperatura, un hecho no soportado por los datos de la temperatura global observada (Gay *et al.*, 2009 en Estrada y Perron, 2014), y ii) concluir que la serie de temperatura simulada por diferentes MCG y el FRT son procesos co-integrados y presentan tendencias estocásticas. "Como está demostrado en la literatura, la suma de los coeficientes auto-regresivos de primer orden es altamente sesgada hacia la unidad si hay un cambio o quiebre en la función de tendencia (Perron, 1989). En este caso la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria difícilmente se rechaza con pruebas estándar de raíz unitaria, incluso si la serie está compuesta de perturbaciones de ruido blanco alrededor de una tendencia. Además, si el quiebre ocurre en la pendiente de la función de tendencia, las pruebas estándar de raíz unitaria no son consistentes, i.e., la hipótesis nula de una raíz unitaria no puede ser rechazada incluso asintóticamente."

Al evaluar si los resultados de la co-integración son afectados por la presencia de cambios estructurales, esto por ejemplo al aplicar una prueba de raíz unitaria que permita la presencia de cambios estructurales, como la prueba de raíz unitaria Kim-Perron (2009), se revierten los resultados de las pruebas estándar y se rechaza la hipótesis nula de una raíz unitaria en favor de un proceso de tendencia estocástica con un quiebre en la tasa de crecimiento de las variables forzantes (Estrada y Perron, 2014).

Cuando se establece que las series del FRT y la temperatura observada/simulada no son caracterizadas como procesos DS, entonces se consideran como procesos TS y se aplican otras pruebas, que establezcan la relación de la tendencia de largo plazo entre variables no estacionarias. La relación se establece cuándo combinaciones lineales de diferentes series de tiempo "cancelan" algunas "características comunes" tal como tendencias y quiebres (Engle y Kozicki, 1993).

La co-tendencia entre series de tiempo es un caso especial de características comunes entre los vectores. Si una o más combinaciones lineales (llamadas vectores de cotendencia) de las series de tiempo no estacionarias se vuelven estacionarias sobre una tendencia lineal o constante, entonces las series comparten una tendencia temporal determinística no lineal común (Estrada y Perron, 2014). Las pruebas de co-tendencia se aplican a series con tendencia no estacionaria, que no corresponden a procesos cointegrados (Bierens, 2000; Holmes, 2010), donde las series de tiempo se mueven en forma similar en el tiempo aunque para ser co-integradas tendrían que ser procesos de raíz unitaria y no presentar cambio estructural en la tendencia.

Las pruebas estadísticas de co-tendencia que se aplicaron en este estudio son la de Bierens (2000) y la de Guo y Shintani (2012), con el fin de evaluar si la combinación lineal de vectores de un sistema o conjunto de series de tiempo, generadas por procesos de TS, es estacionaria alrededor de una tendencia lineal o constante. De esta forma, se cancela una característica común de tendencia de largo plazo entre las variables, lo que implica que las series comparten una tendencia determinística temporal no lineal común (Estrada y Perron, 2014).

Las pruebas de co-tendencia se aplicaron a un conjunto de cuatro series anuales para el periodo 1910 a 2005 y de 1971 a 2005: 1) el FRT, 2) el FR por los GEI bien mezclados en la atmósfera (WMGHG, por sus siglas en inglés), 3) la temperatura superficial observacional del HadCRUT4, y 4) la TSM simulada con modelos climáticos.

3.2. Modelos climáticos que simulan la respuesta al FRT

La atribución del cambio observado en el clima no es posible sin algún tipo de modelo, construido a partir del entendimiento del sistema climático, fundamentado en principios físicos (Hegerl *et al.*, 2007). Los modelos relacionan los forzantes externos con las variables observadas y proporcionan una representación físicamente consistente de los procesos y/o escalas relevantes para el problema de atribución en cuestión (Bindoff *et al.*, 2013). Los modelos pueden ser de diferente grado de complejidad; desde los simples, a partir de un conjunto de consideraciones estadísticas o conceptuales, de complejidad

11

intermedia como el Modelo Termodinámico del Clima (MTC; Adem, 1962), o muy complejos como los MCG (Bindoff *et al.*, 2013; Hegerl *et al.*, 2007). En cualquier caso, los modelos están basados en principios físicos de conservación, expresados en términos de ecuaciones diferenciales parciales y no lineales de: energía térmica o interna, de masa, de momento y de balance de humedad; así como de ecuaciones de estado. Aunado a estos principios de conservación, los modelos incluyen parametrizaciones para las funciones de calentamiento, transportes turbulentos y convección de nubes, entre otros procesos físicos que se aproximan empíricamente. Estas ecuaciones deben ser aplicadas al sistema completo atmósfera-océano-continente; en general, sobre todo el globo terrestre.

En la atribución no se requiere o implica que cada aspecto de la respuesta a un factor causal sea simulado correctamente, dado que ningún modelo puede reproducir perfectamente las características completas del clima. Aun así es posible obtener un entendimiento del cambio climático en los casos en que la amplitud del patrón modelado sea sustancialmente diferente del observado, pero en esta circunstancia las conclusiones deben ser tratadas con cautela (Bindoff *et al.*, 2013; Hegerl *et al.*, 2007). Por ejemplo, se puede tener que el patrón de enfriamiento global observado, seguido de erupciones volcánicas intensas, coincide con el enfriamiento simulado por un modelo. No obstante que el modelo pueda subestimar la intensidad del enfriamiento observado éste aún puede ser atribuido a la actividad volcánica, aunque el error en la intensidad sugiere que los detalles de la respuesta del modelo son poco confiables (Bindoff *et al.*, 2013).

La temperatura superficial modelada utilizada en la atribución física y estadística en este estudio se retoma a partir de: i) la simulada por MCG acoplados océano-atmósfera del Proyecto de Intercomparación de Modelos Acoplados (CMIP5, por sus siglas en inglés) usados en el Quinto Informe del IPCC, con mejoras para la detección y atribución del cambio climático con respecto a los del CMIP3 (Bindoff *et al.*, 2013); ii) la versión global del MTC, y iii) la generada con modelos de circulación regional.

Los MCG son programas computacionales deterministas que modelan el sistema climático de la Tierra (Jun *et al.*, 2008) en escalas de tiempo de décadas a siglos. En la atribución es

necesario discernir la respuesta del sistema climático a diferentes causas, por eso los modelos incluyen simulaciones en respuesta al FR debido sólo a forzantes naturales o sólo al incremento de GEI bien mezclados en la atmósfera (Bindoff *et al.*, 2013), o a la combinación de ambos forzantes a través del FRT. Las respuestas de los modelos a forzantes climáticos específicos son llamadas patrones o huellas (Bindoff *et al.*, 2013).

La modelación del calentamiento superficial es consistente con la tendencia global observada en el siglo XX, cuando se incluye el FR antropogénico y por volcanes, e inconsistente cuando las simulaciones consideran solo el FR natural (Bindoff *et al.*, 2013). Cuando los MCG consideran solo cambios en los GEI resulta en un calentamiento superior al observado en el siglo pasado en la mayor parte del planeta, al no ser compensado con un efecto de enfriamiento de los aerosoles y otros forzantes (Hegerl *et al.*, 2007; Bindoff *et al.*, 2013). Mientras que un número limitado de observado en la primera mitad del siglo XX (Hegerl *et al.*, 2007). La mayor parte del fundamento científico del cambio climático antropogénico se basa en los MCG (IPCC, 2007 y 2013).

La versión global del MTC (MTCg) se aplicó en este estudio para analizar la respuesta del sistema climático al FR por dióxido de carbono (CO₂) y por retro-alimentadores del clima, con el fin de robustecer los resultados de la atribución estadística de la respuesta de la TSM a forzantes naturales y antropogénicos. En el MTCg, las ecuaciones termodinámicas son más importantes en predicciones mayores a meses, ya que los procesos termodinámicos de balance de energía de diversas fuentes y sumideros de calor predominan sobre los dinámicos en escalas espaciales amplias, mientras que los proceso dinámicos tienen mayor peso en un rango de días (Adem, 1964). El MTCg considera la conservación de energía térmica como la ecuación de pronóstico, en lugar de la conservación del *momentum*, y la parte dinámica del problema se subordina a aquella. Así, el modelo aplica las ecuaciones para predecir las anomalías de temperatura en la superficie, en la atmósfera media y en la circulación para un mes o una estación. Lo que está fuera de un estado medio se trata como vórtices o remolinos turbulentos de escala

13

energía de latitudes bajas a altas, suavizando el gradiente térmico meridional a través de un coeficiente denominado *austausch* (Adem, 1997).

La versión actual del MTCg consiste de una capa troposférica con altura constante para todo el globo terrestre, que se puede fijar entre 9 km y 12 km de altura, la cual incluye una capa nubosa aproximadamente a los 4 km, una capa de mezcla oceánica fija entre 50 m y 100 m de profundidad y una capa continental de profundidad despreciable. Las ecuaciones básicas de pronóstico son las de conservación de energía térmica aplicadas al sistema atmósfera-océano-continente, expresadas en tres ecuaciones, cuyas variables son la temperatura media atmosférica, la temperatura de superficie del océano y la del continente (Adem, 1982). El MTCg considera una simplificación similar a las aplicadas en modelos barotrópicos (el viento no depende de la altura y es suficiente pronosticar o considerarlo en un solo nivel vertical) usados en modelación de corto plazo (Adem, 1964).

El MTCg se ha usado para investigar el efecto de forzantes como el CO₂, los rayos cósmicos y la irradiancia total solar en el clima del Hemisferio Norte para el siglo XXI (Mendoza *et al.*, 2010), el efecto en el clima de México de oscilaciones prescritas de baja frecuencia, como la PDO (Mendoza *et al.*, 2014), y la terraformación de la atmósfera del planeta Marte (Mendoza *et al.*, 2021).

En tanto que el modelo regional de pronóstico e investigación del tiempo (WRF, por sus siglas en inglés) se utilizó en modo climático en este estudio para agregar mayor detalle dinámico y termodinámico o reducir la escala espacial de las simulaciones de un MCG. Lo anterior con el fin de evaluar si hay cambios en los resultados de las pruebas de atribución de co-tendencia aplicadas al MCG que forza al WRF. La reducción dinámica de escala permite un tratamiento con mayor detalle de los procesos físicos y termodinámicos en una región específica o área limitada de la Tierra (Dickinson *et al.*, 1989, Giorgi y Bates, 1989 y Giorgi, 1990 en Tian *et al.*, 2017), que no es resuelta explícitamente por los MCG en el tamaño de las celdas de malla que utilizan.

El WRF es un modelo comunitario regional de mesoescala para describir la evolución del tiempo meteorológico a partir de condiciones iniciales y de frontera prescritas; este

modelo no considera equilibrio hidrostático (aunque puede considerarlo opcionalmente) y ha sido diseñado para realizar investigaciones y/o pronóstico operacional. El WRF es un esfuerzo conjunto del Centro Nacional de Investigación Atmosférica con la división de Meteorología de Mesoescala y Microescala, de la Oficina Nacional de Administración Oceánica y Atmosférica de los Estados Unidos de América. Tiene dos núcleos dinámicos para la solución de las ecuaciones de pronóstico: el Modelo de mesoescala no-hidrostático y el WRF para investigación avanzada. Skamarock et al. (2008) realizan una descripción de las características de la versión 3 del WRF así como del acceso público al código, los requisitos de instalación, la compilación y configuración de los programas del modelo.

4. Justificación

El IPCC (2007) establece que es útil una estimación de la contribución antropogénica en las tendencias de temperatura en una región en particular, no obstante que ha sido detectada y atribuida robustamente a escala global y continental. De igual forma, Lobato-Sánchez y Altamirano (2017) señalan la necesidad de realizar investigación científica para atribuir en el país la tendencia del cambio de la temperatura en México a algunos de los forzantes, tanto naturales como antropogénicos, de forma objetiva.

La importancia del presente proyecto de investigación es con el fin de: i) desarrollar y/o profundizar en líneas de investigación sobre la atribución de la influencia antropogénica global en la tendencia de largo plazo de la temperatura observada a escala subcontinental, como es el caso de la República Mexicana; ii) desarrollar y probar una nueva metodología para evaluar el desempeño de modelos climáticos para simular la tendencia e intensidad del calentamiento observado en respuesta a forzamientos radiativos naturales y antropogénicos; iii) contribuir en el desarrollo y mejoras de la versión global del Modelo termodinámico del Clima para simulaciones de cambio climático; iv) desarrollar capacidades locales para implementar el modelo de circulación regional WRF en modo climático generados por modelos de circulación global; y v) contribuir en la generación de investigación y conocimiento aplicado para la toma de decisiones informada en el sector público.

5. Hipótesis y objetivo

- Hipótesis

La señal del forzamiento radiativo de origen antropogénico y natural puede ser discernible en la serie anual de temperatura superficial observada y modelada en regiones subcontinentales, como la República Mexicana, en un periodo aproximado de 100 años.

- Objetivo general

Atribuir el calentamiento superficial observado en México en el periodo 1910-2005 como respuesta al forzamiento radiativo neto total mediante la aplicación de métodos estadísticos y el modelo termodinámico del clima.

- Objetivos específicos

1.- Evaluar el desempeño de un conjunto de MCG, usados en el Quinto Informe de Evaluación del IPCC, para modelar la temperatura superficial en respuesta al FRT en el dominio de México y en otras regiones de la Tierra.

2.- Aplicar métodos de co-tendencia para atribuir la respuesta observada y/o modelada de la temperatura superficial al forzamiento radiativo antropogénico y/o al FRT en el dominio de México y en otros dominios espaciales.

3.- Realizar simulaciones con el modelo termodinámico del clima global para generar evidencia física sobre la tendencia de la temperatura superficial en México en respuesta al forzamiento radiativo antropogénico.

4.- Refinar la resolución espacial de las salidas de un MCG para el dominio de México mediante la aplicación de un modelo regional del clima y evaluar posibles cambios en los resultados de atribución de la temperatura superficial en respuesta al FRT.

6. Datos y métodos

6.1. Dominios espaciales, datos observados y modelados

Se consideró el dominio global así como ocho regiones terrestres subcontinentales (Figura 1) referidas en otros estudios (Qian y Zhang, 2015; Chan y Wu 2015; IPCC, 2013); caracterizadas por diferentes regímenes climáticos. Las regiones son México (Mex), Estados Unidos de América (USA), Europa del oeste (EuW), Europa del norte (EuN), China (Chi), el Amazonas (Ama), Sudáfrica (SAf) y Australia (Aus). Regiones en océanos no se incluyeron porque los datos de temperatura tienden a ser más dispersos.

6.1.1. Datos observacionales

Se consideraron como datos observacionales la temperatura superficial media mensual (°K) del océano y continente de dos bases de datos globales regularmente espaciados: 1) del *Hadley Centre–Climate Research Unit Temperature Anomalies* (HadCRUT4, versión 4.6.0.0) en celdas de malla de 5°x5°, disponibles para el periodo 1850 a 2018 (Morice *et al.*, 2012), y 2) del GISS *Surface Temperature Analysis* (GISTEMP v4) en celdas de malla de 2°x2° para el periodo 1850 a 2005 (GISTEMP Team 2018; Hansen *et al.*, 2010). La temperatura en los continentes es medida en estaciones climatológicas, en el océano es derivada de la temperatura de la superficie del mar y de la temperatura del aire marino medida por boyas y barcos (Jun *et al.*, 2008). Cada uno de los centros de investigación realiza análisis independientes de calidad, homogeneidad y correcciones de datos por sesgos instrumentales a nivel de celda de malla.

Se consideró el periodo 1910 a 2005 porque a partir de 1910 las bases del HadCRUT4 y GISTEMP contienen datos en más del 70 % de las celdas de malla en la mayoría de las regiones consideradas (Figura 1). El porcentaje disponible de datos mensuales de TSM es similar en las dos bases para dominios del hemisferio norte, con excepción de China. El vacío de datos es mayor en el hemisferio sur, siendo más evidente para GISTEMP en partes de Ama y SAf, debido a las diferencias en el procesamiento de datos por las

fuentes. Se calculó la anomalía mensual de la TSM (°K) en las celdas de cada dominio, con respecto al periodo 1961-1990, se obtuvo el promedio espacial y el anual para generar las series de tiempo.



Figura 1. Regiones subcontinentales consideradas. La barra de colores indica el porcentaje de datos mensuales de TSM disponibles en cada celda de malla en las regiones analizadas en el periodo 1910-2005 para (a) HadCRUT4 y (b) GISTEMP.

Acrónimos: Ama: Amazonas, Aus: Australia, Chi: China, EuN: Europa del norte, EuW: Europa del oeste, Mex: México, SAf: Sudáfrica, USA: Estados Unidos de América.

En la evaluación del desempeño de los MCG para simular la respuesta al FRT se usaron modos atmosféricos y oceánicos de variabilidad natural, que pueden influenciar la TSM observada en los dominios al enmascarar o exagerar la respuesta al FRT y para los cuales existe información para el periodo analizado; 1910-2005. Los índices considerados para tomar en cuenta los efectos de cofactores son: Oscilación Multi-Decadal del Atlántico (AMO), Oscilación Decadal del Pacífico (PDO), Índice de Oscilación del Sur (SOI), Modo Anular del Hemisferio Norte (NAM) y Oscilación del Atlántico Norte (NAO), con influencia mayor en regiones del hemisferio norte (Englehart y Douglas, 2004 y 2002; Méndez et al., 2010; Brönnimann et al., 2007; Riaz et al., 2017; Brunetti y Kutiel, 2011; Hu et al., 2003; de Beurs et al., 2018; Dong et al., 2019). El Índice del Modo Dipolar o Dipolo del Océano Indico (IOD), el Modo anular del Sur (SAM) y el Índice del Pacífico norte (NPI) tienen influencia en regiones del hemisferio sur (Power et al., 1999; Ashcroft et al., 2014; Mason y Jury, 1997; Hendon et al., 2007; Lakhraj-Govender y Grab, 2018; Fogt et al., 2011). Las referencias y/o fuentes de donde se obtuvieron los datos de cada modo de variabilidad son: AMO (Enfield et al., 2001), PDO (Mantua et al., 1997), SOI (Ropelewski y Jones, 1987), NAO (Jones, Jónsson y Wheeler, 1997), NAM (NCAR, 2019), NPI (Hurrell y NCAR, 2019), IOD (Saji y Yamagata, 2003), SAM (MESNZ, 2017).

Las series de tiempo del FR observado se obtuvieron de GISS-NASA (Hansen *et al.*, 2011), comúnmente usados en la literatura, p. ej. en la estimación de la respuesta transitoria del clima (Gregory y Forster, 2008; Schwartz, 2012) y en estudios de atribución (Kaufmann *et al.*, 2011; Estrada *et al.*, 2013b; Pasini *et al.*, 2017; Estrada y Perron, 2019). Los resultados de este trabajo son robustos al utilizar un conjunto de datos alternativo de FR (Miller *et al.*, 2014). El FR de los GEI bien mezclados, cambio de uso de suelo, ozono, carbón negro, vapor de agua estratosférico, aerosoles, irradiancia total solar y albedo de nieve se consideran como el forzamiento radiativo neto total, el cual resume las variables que tienen un comportamiento tendencial (Estrada *et al.*, 2013b). El FR de aerosoles estratosféricos se considera para tomar en cuenta los efectos de las erupciones volcánicas (VOLC). En las series de tiempo de la TSM se perciben indicios de enfriamiento troposférico de un par de años posterior a erupciones importantes que se presentaron en

los años 1912, 1963, 1982 y 1991 (Iles y Hegerl, 2014; Bindoff *et al.*, 2013). Algunas tienen repercusión de corta duración, como las de 1902 y 1982 (erupción del Chichón), mientras que otras tienen un efecto de enfriamiento de mayor duración, como en 1963 y 1991 (erupción del Mt. Pinatubo).

6.1.2. Datos de modelos de circulación global

Se procesaron datos mensuales de TSM a 2 m de altura, de 107 realizaciones de 21 MCG del experimento *Historical* del CMIP5 (incluye forzamiento natural y antropogénico (Moss *et al.*, 2010; Taylor *et al.*, 2012)). Se seleccionaron MCG con dos o más realizaciones (Cuadro 2). La muestra se obtuvo para el mismo periodo de las observaciones (1910-2005). Las salidas de los MCG están disponibles en formato estándar NetCDF en los sitios esgf-node.llnl.gov/search/cmip5. Los MCG producen simulaciones numéricas que dependen de opciones físicas y condiciones iniciales para generar patrones espaciales. Los patrones combinan la señal del clima, producida por forzantes externos (principalmente por el Sol y los GEI), con la variabilidad interna de estos modelos la cual tiene una frecuencia similar a la del tiempo meteorológico.

El análisis se realizó para la media del ensamble multi-modelo y la media de los ensambles de las realizaciones de cada uno de los 21 MCG. La media del ensamble por MCG permite: i) producir una señal más clara del clima debido a que la información combinada de las realizaciones suaviza la variabilidad interna y proporciona una mejor representación de la respuesta del MCG a cambios en el FR (Jun *et al.*, 2008; Knutti *et al.*, 2010; Annan y Hargreaves, 2011), y ii) reducir la variabilidad en las simulaciones que de otra forma contribuye al componente de error en cualquier modelo estadístico (Jun *et al.*, 2008; Deser *et al.*, 2014). En el ensamble cada realización es igualmente pesada, lo cual se considera una estrategia más transparente para combinar salidas de modelos (Weigel *et al.*, 2010; Herger *et al.*, 2018), debido a que las condiciones iniciales (seleccionadas aleatoriamente en experimentos de control) son la única diferencia en simulaciones de un mismo MCG, que usa la misma configuración física y forzantes externos. Las condiciones iniciales son, para cualquier razón práctica, consideradas aleatorias (Maraun *et al.*, 2010) y no hay una razón para asignar diferentes pesos a alguna realización en particular.

| | | | Realizaciones | Realizaciones |
|---------------|-------------|------------------------|----------------|------------------|
| | | | experimento | experimento |
| MCC | Daía | Resolución atmosférica | Historical | Natural |
| IVICG | Pais | (Latitud x Longitud)* | (incluye FR | (incluye sólo FR |
| | | | natural y | natural) |
| | | | antropogénico) | |
| Access1.0 | Australia | 1.25° x 1.875° | 3 | 0 |
| Access1.3 | Australia | 1.25° x 1.875° | 3 | 3 |
| CanESM2 | Canadá | 2.7906° x 2.8125° | 5 | 5 |
| CCSM4 | USA | 0.942406° x 1.25° | 6 | 4 |
| CNRM-CM5 | Francia | 1.4008° x 1.40625° | 10 | 6 |
| CSIRO-Mk3-6-0 | Australia | 1.8653° x 1.875° | 10 | 10 |
| CSIRO-Mk3L-1 | Australia | 3.1857° x 5.625° | 3 | 0 |
| | Consorcio | 1 1015 10 105 | 7 | 7 |
| EC-EARTH | europeo | 1.1215 X 1.125 | / | |
| FGOALS-g2 | China | 2.7906° x 2.8125° | 3 | 0 |
| GFDL-CM3 | USA | 2.0° x 2.5° | 5 | 3 |
| GISS-E2-H | USA | 2.0° x 2.5° | 6 | 5 |
| GISS-E2-R | USA | 2.0° x 2.5° | 6 | 5 |
| HadCM3 | Reino Unido | 2.5° x 3.75° | 10 | 0 |
| HadGEM2-ES | Reino Unido | 1.25° x 1.875° | 4 | 4 |
| IPSL-CM5A-LR | Francia | 1.894737° x 3.75° | 6 | 3 |
| IPSL-CM5A-MR | Francia | 1.267606° x 2.5° | 3 | 3 |
| MIROC5 | Japón | 1.4008° x 1.40625° | 5 | 0 |
| MIROC-ESM | Japón | 2.7906° x 2.8125° | 3 | 3 |
| MPI-ESM-LR | Alemania | 1.8653° x 1.875° | 3 | 0 |
| MPI-ESM-MR | Alemania | 1.8653° x 1.875° | 3 | 0 |
| NorESM1-M | Noruega | 1.8947° x 2.5° | 3 | 0 |

Cuadro 2. MCG disponibles en los experimentos del CMIP5 con al menos dos realizaciones.

Fuente: https://portal.enes.org/data/enes-model-data/cmip5/resolution

La proyección geográfica y resolución espacial de la celda de malla varía entre MCG por lo que las salidas de los modelos se remallaron a dos mallas comunes, que corresponden a las bases de datos del HadCRUT4 y GISTEMP, mediante interpolación bilineal (Jun *et al.*, 2008). A las salidas de los MCG se les aplicó máscaras binarias de datos mensuales disponibles/faltantes por celda de malla, obtenidas de cada base de datos observacional (HadCRUT4 y GISTEMP), con el fin de que la distribución espacial y temporal de la temperatura simulada sea similar al de la temperatura observada. Esto permite evaluar las simulaciones de los MCG dónde y cuándo las observaciones están disponibles y así reducir, tanto como sea posible, sesgos introducidos por la cobertura observacional (Hegerl *et al.*, 2007; Knutson *et al.*, 2013; Cowtan *et al.*, 2015). Se calcularon las anomalías mensuales de la TSM por celda de malla, con respecto al periodo 1961-1990, se obtuvo el promedio espacial en cada dominio y posteriormente las series de promedios anuales.

6.2. Nuevo método para evaluar el desempeño de modelos climáticos

Existen métricas que se han propuesto para evaluar el desempeño de MCG; por ejemplo, la magnitud del sesgo del modelo durante el periodo de observación, la correlación o el error cuadrático medio (Weigel *et al.*, 2010). El objetivo de esas métricas es evaluar el grado de similitud entre la temperatura observada y la modelada para asignarles diferentes niveles de confiabilidad a los MCG, por ejemplo para proyectar el clima futuro. No obstante, es reconocido que la utilidad de los MCG no puede ser inferida solo por el grado de concordancia con las observaciones (Notz, 2015). Gran parte de la literatura se ha enfocado en métricas determinísticas que tienen poca relación con la capacidad de los MCG para reproducir la respuesta a cambios en el FRT y no toman en cuenta los efectos de factores como la variabilidad interna y las diferencias en condiciones iniciales. Al respecto como parte de este trabajo se desarrolló una metodología para evaluar la capacidad de los MCG para reproducir la respuesta observada de la temperatura superficial a los cambios en el FRT (Altamirano, Estrada y Gay, 2021).

Una variable climática y_t , ya sea observada o simulada, puede representarse como una función de la respuesta al forzamiento externo y de los procesos de variabilidad natural/interna. En el caso en que la forma funcional sea lineal se tiene:

$$y_t = f(F_t, V_t) = c + \xi(\Delta F_t) + V_t \tag{1}$$

donde c es una climatología de referencia relacionada al nivel pre-industrial del forzamiento externo; ΔF_t es el cambio en el forzamiento externo y V_t contiene

23

oscilaciones climáticas de alta y baja frecuencia producidas por modos de variabilidad física, así como la persistencia del sistema clima. Para evaluar el desempeño de un MCG particular, una variable observada y_t^o se puede expresar como una función de la salida del MCG:

$$y_t^o = f(y_{t,i}^m) = f(\xi^m(F_{t,i}), \eta_{t,i}^m)$$
(2)

donde $y_{t,i}^m$ representa la realización *i* de un MCG particular *m*, $\xi^m(F_{t,i}) \neq \eta_{t,i}^m$ son la respuesta al forzamiento externo y la variabilidad interna del modelo, respectivamente. La ecuación (2) puede ser aproximada con la siguiente regresión:

$$y_t^o = \hat{\alpha}_i^m + \hat{\beta} y_{t,i}^m + \varepsilon_t \tag{3}$$

donde $\hat{\alpha}_i^m$ representa el sesgo (diferencia en medias) entre observaciones y la realización del MCG, $\hat{\beta}$ es un parámetro que representa la pendiente y ε_t es el residual de la regresión. A su vez este residual se puede expresar como:

$$\varepsilon_t = \mu_t + v_t \tag{4}$$

donde μ_t es la diferencia en la respuesta al FR entre las variables observada y simulada mientras que v_t es la diferencia entre la variabilidad interna observada y modelada. Si el MCG es capaz de reproducir adecuadamente la respuesta observada, μ_t debe ser una variable estacionaria. μ_t puede contener no estacionariedades si la respuesta observada a cambios en el FR, ($\xi(\Delta F_t)$), y la respuesta simulada al FR (p. ej. $\xi^m(\Delta F_t)$) tienen diferentes características, o si el sesgo $\hat{\alpha}_i^m$ muestra cambios estructurales o en sus valores durante el periodo de estudio (Figura 2). La existencia de diferencias en la función de tendencia entre las variables observada y simulada puede ser investigada mediante la aplicación de pruebas de permanencia estructural sobre los parámetros $\hat{\alpha}_i^m$ y $\hat{\beta}$, así como pruebas para saber si la forma funcional de la regresión es lineal o no.

Otra posible fuente de no estacionariedad es v_t , que contiene una variedad de oscilaciones de distintas frecuencias. En la literatura se ha mostrado que la variabilidad natural de baja frecuencia puede distorsionar la tendencia subyacente de variables

climáticas (Swanson, Sugihara y Tsonis, 2009; Wu *et al.*, 2011). Diferencias amplias en fase y amplitud de oscilaciones de baja frecuencia entre la variabilidad observada y simulada pueden producir no estacionariedad en los residuales de la regresión.



Figura 2. Representación esquemática de un cambio estructural (línea punteada) en el término de error no sistemático (línea continua) de una regresión lineal debido a un cambio en la tendencia (izq.) o a un cambio de nivel (der.).

Para minimizar los efectos de la variabilidad interna, la variable independiente $y_{t,i}^m$ en la ecuación (3) puede sustituirse por el promedio del ensamble de las n realizaciones disponibles del modelo m:

$$y_{t,i}^{m} = \overline{y_{t}^{m}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} y_{t,i}^{m} = c^{m} + \xi^{m} (\Delta F_{t}) + \psi_{t}^{m}$$
(5)

Considerando que diferentes realizaciones de un mismo MCG son independientes entre sí, se espera que según *n* aumente, ψ_t^m se aproxime a un proceso con media cero y, en el límite, a uno de ruido blanco. Además, la regresión (3) puede expandirse para incluir explícitamente modos observados de variabilidad climática natural que tengan influencia sobre la variable dependiente y_t^o , los cuales podrían estar contenidos inicialmente en ε_t , particularmente los relacionados con oscilaciones de baja frecuencia.

$$y_t^o = \hat{\alpha}^m + \hat{\beta}\overline{y_t^m} + \sum_{j=1}^k \hat{\theta}_j X_{t,j} + \sum_{l=1}^p \hat{\varphi}_l y_{t-l}^o + \zeta_t$$
(6)

donde $X_{t,j}$ se refiere a un *j*-ésimo modo de variabilidad natural j = 1, ..., k, $\hat{\theta}_j$ son los coeficientes correspondientes, y_{t-l}^o son los *p* valores rezagados de la variable dependiente usados para representar la persistencia de la variable climática observada y $\hat{\varphi}_l$ es el parámetro asociado. Se puede notar que $\sum_{l=1}^{p} \hat{\varphi}_l y_{t-l}^o$ también permite corregir la auto-correlación en el residual de la regresión (Wooldridge, 2003).

La ecuación (6) también se puede expresar como $y_t^o - \sum_{j=1}^k \hat{\theta}_j X_{t,j} = \hat{\alpha}^m + \hat{\beta} \overline{y_t^m} + \hat{\beta} \overline{y_t^m}$ $\sum_{l=1}^{p} \hat{\varphi}_{l} y_{t-l}^{o} + \zeta_{t}$ y de esta forma el término $\sum_{j=1}^{k} \hat{\theta}_{j} X_{t,j}$ se interpreta como un filtro con base física que clarifica la representación de la tendencia observada de calentamiento. Otras técnicas, como regresiones polinomiales, se pueden usar en el filtrado de los efectos de las oscilaciones de la variabilidad natural. Sin embargo, se favorece el uso de modos de variabilidad que se conoce tienen efectos en la temperatura global y regional para los cuales algunos mecanismos físicos se han propuesto en la literatura (ver referencias de los modos en sección 6.1.1). Como se describe abajo, la selección de los términos de los modos de variabilidad $X_{t,j}$ a ser incluidos en la regresión (6) se determinan por medio de una regresión auxiliar en la que el FRT se usa en lugar de $\overline{y_t^m}$. Los rezagos p son tal que los residuales no presentan autocorrelación según la prueba Breusch-Godfrey, como se recomienda en la literatura para evitar sesgos en los coeficientes estimados (Wilkins 2018; Greene 2012; Keele y Kelly 2006). El nuevo residual ζ_t será estacionario si el promedio del ensamble $\overline{y_t^m}$ representa adecuadamente la respuesta observada al FR y remueve las mayores no-estacionariedades producidas por la variabilidad interna, y el conjunto $X_{t,i}$ no omite variables relevantes que contengan oscilaciones de baja frecuencia. Modelos de regresión lineal que relacionan variables observacionales y simuladas, como los de la ecuación (6), se usan para una variedad de propósitos, como en estudios de atribución y de reducción estadística de escala (Glahn y Lowry 1972; Hegerl y Zwiers 2011; Bindoff et *al.*, 2013).

La evaluación del desempeño de un MCG particular será determinada al analizar los coeficientes y residuales de la regresión. Una representación aproximada de la respuesta observada al FR demanda que la componente de ruido ζ_t se comporte como un proceso estacionario (de segundo orden), y que los coeficientes $\hat{\beta}$ y $\hat{\alpha}^m$ sean estadísticamente iguales a la unidad y cero, respectivamente. La estacionariedad de la componente de ruido requiere que los coeficientes $\hat{\beta}$ y $\hat{\alpha}^m$ sean estables y que la forma funcional de la regresión sea lineal. La estabilidad de los coeficientes asegura que el modelo de regresión sea consistente y los coeficientes de regresión sean estables, insesgados y sean válidos

para todo el tiempo del periodo de la muestra. La forma funcional de la regresión asegura que los coeficientes $\hat{\beta}$ sean lineales, de potencia 1 y no estén mezclados en forma no lineal con otras variables en la regresión. Para evaluar la suposición de linealidad en la forma funcional se aplica la prueba Ramsey RESET (Ramsey, 1969) y para probar la estabilidad del parámetro $\hat{\beta}$ se aplica la prueba de cambio estructural de Quandt-Andrews para un cambio en la función de tendencia que ocurra en una fecha desconocida (Andrews, 1993). Se debe notar que aún si se satisface la consideración mencionada, ζ_{t} puede presentar correlación serial y heterocedasticidad, lo cual tendría efectos sobre las pruebas de significancia de los parámetros de la regresión (6). Además, el sesgo en los coeficientes de pendiente puede ocurrir en modelos con términos de variables dependientes rezagados cuando la autocorrelación todavía está presente en el componente de error. Incluso en tal caso, el efecto de sesgo sería pequeño a menos que la autocorrelación en el componente de error sea muy alta (Keele y Kelly, 2006). Sin embargo, como se ha demostrado en la literatura, este problema se puede evitar asegurando que el componente de error esté libre de autocorrelación y esto se puede lograr al agregar más términos rezagados de la variable dependiente para evitar la ocurrencia del problema de "variables omitidas" (Keele y Kelly 2006; Wilkins, 2018). Errores estándar robustos reducen problemas de heteroscedasticidad. Se remite al lector a Estrada et al. (2013a) para una discusión sobre la evaluación de la adecuación estadística de los modelos de regresión y el uso de pruebas estadísticas en el contexto de la generación de escenarios de cambio climático.

El enfoque de regresión propuesto tiene ventajas importantes sobre otros métodos que se encuentran en la literatura. Entre ellas están:

1) Conocer la significancia estadística del parámetro de sesgo $\hat{\alpha}^m$ y evaluar restricciones en el valor del parámetro $\hat{\beta}$ mediante la prueba *t-Student* y la prueba de *Wald* (Greene, 2012), respectivamente. La prueba de *Wald* permite realizar pruebas de hipótesis individual y conjuntas acerca del valor de los parámetros y evaluar diferencias en el valor de los parámetros (métricas) entre distintos MCG.

27

2) Toma en cuenta los efectos de la variabilidad natural observada, así como los efectos de la variabilidad interna de los MCG, que pueden distorsionar las respuestas observada y simulada al FR. Esto permite comparar ambas respuestas al controlar los efectos de oscilaciones de baja frecuencia contenidas en las series observada y simuladas.

3) Existe un conjunto amplio de pruebas estadísticas en la literatura para analizar los residuales de la regresión. Esas pruebas pueden proporcionar evidencia empírica sobre la existencia de fuentes y tipos de no estacionariedades en ζ_t que ayuden a una mejor evaluación del desempeño de los MCG y a compararlos entre sí.

El método se implementa en dos pasos. Primero, se estima un modelo de regresión auxiliar con base en la ecuación (6) $y_t^o = \hat{\alpha}^o + \hat{\beta}^o TRF_t + \sum_{j=1}^k \hat{\theta}_j^o X_{t,j} + \sum_{l=1}^p \hat{\varphi}_l^o y_{t-l}^o + \zeta_t$ para la temperatura observada usando el FRT como un proxy de ΔF_t , y un conjunto de $X_{t,j}$ para tomar en cuenta algunas de las principales fuentes de oscilaciones de alta y baja frecuencia en V_t . Para seleccionar las variables independientes que se incluyen en la regresión se siguió una aproximación general para modelación empírica con base en Spanos (2019). La especificación inicial del modelo de regresión incluye las variables sugeridas en la literatura y entonces esa especificación es modificada de acuerdo a los problemas estadísticos que son detectados por una batería de pruebas formales de especificación (ver última fila en cuadros 6 y 7 de este documento, o de los cuadros A y B así como las últimas nueve columnas de los cuadros C a T en el material suplementario disponible en https://figshare.com/s/8fe5d6b9038ab68c9263). El modelo final contiene las variables independientes que producen un modelo estadístico adecuado (ver Estrada et al., 2013b; Estrada y Guerrero, 2014). Una vez que se encuentra la especificación del modelo, entonces éste se re-examina para evaluar si aún se puede obtener un modelo con una especificación más parsimoniosa que aún satisfaga la consideración de la regresión lineal, al excluir variables que no sean significativas para un nivel de significancia estadística (p. ej. 10 %). En el segundo paso, los términos de variabilidad natural seleccionados con la regresión auxiliar se usan para estimar la regresión (6), en la cual el FRT se sustituye por $\overline{y_t^m}$. Los rezagos p se seleccionaron con base en la prueba de BreuschGodfrey para garantizar que el componente de error de la regresión esté libre de autocorrelación y evitar posibles sesgos en los coeficientes estimados.

Es importante señalar que la estimación de coeficientes es independiente en estos dos pasos, a diferencia de otros enfoques de estimación como los mínimos cuadrados de dos etapas en los que los coeficientes estimados en la primera etapa se utilizan en la estimación de la segunda etapa. Una vez que se estima la regresión (6), la capacidad de desempeño del MCG se determina al evaluar los siguientes aspectos:

1) La similitud de la tendencia observada y simulada en la serie de tiempo de la TSM al probar la estabilidad del parámetro $\hat{\beta}$ y lo adecuado de la forma funcional de la regresión (lineal). En caso de no satisfacer las condiciones de estabilidad del parámetro y/o de la forma funcional, existe evidencia empírica contra la capacidad del MCG para reproducir adecuadamente la respuesta observada al FR.

2) Si los parámetros son estables y la forma funcional es correcta, entonces se analizan los valores de los parámetros. Si los intervalos de confianza de $\hat{\beta}$ incluyen la unidad (el valor estimado del parámetro no es diferente de la unidad para un nivel de significancia dado), entonces el MCG es capaz de simular la tasa observada de calentamiento. El MCG sobreestima la tasa de calentamiento observada si $\hat{\beta} < 1$ (el valor estimado del parámetro es menor que la unidad para un nivel de significancia dado) y la subestima si $\hat{\beta} > 1$. Como se mencionó anteriormente, esta aproximación permite evaluar formalmente otras métricas considerando la misma regresión, tal como la existencia de sesgo. El sesgo se evalúa al realizar una prueba *t-Student* sobre \hat{a}^m o al probar si hay un nivel de cambio en \hat{a}^m por medio de pruebas de estabilidad. La prueba general de *Wald* se usa para evaluar la significancia individual o conjunta de los parámetros \hat{a}^m , $\hat{\beta}$ y probar si son estadísticamente iguales a un valor de interés.

6.3. Pruebas de co-tendencia para atribución

En la literatura existen pruebas estadísticas desarrolladas para investigar si series de tiempo que presentan un crecimiento no estable (p. ej., PIB, tasas de fondos, tasas de inflación), comparten características comunes, como co-tendencia, co-movimiento o co-quiebres. Los vectores o series de tiempo comparten una característica común si el resultado de una combinación lineal de dichas series no cuenta con esa característica (Engle y Kozicki, 1993). Debido a que la tendencia determinística es la principal característica de interés, dos variables tienen co-tendencia si la tendencia es eliminada al tomar una combinación lineal particular de las series de tiempo originales.

Las pruebas de co-tendencia no paramétricas consideran que los componentes de un vector de series de tiempo son estacionarios alrededor de una tendencia temporal determinística no lineal; una o más combinaciones lineales de las series de tiempo son estacionarias alrededor de una tendencia lineal o constante (Bierens, 2000). Son no paramétricas al no tener que especificarse tendencias no lineales y cualquier proceso de correlación no lineal (Holmes, 2010).

Los métodos estadísticos econométricos son aplicados recurrentemente en estudios de detección y atribución de cambio climático, como se menciona en el capítulo de Introducción y antecedentes, por lo que en este trabajo se consideran las pruebas de co-tendencia de Bierens (2000) y de Guo y Shintani (2012) para evaluar si existe una tendencia común de largo plazo entre las series de TSM observada, TSM modelada, el FRT y el FR debido a los GEI bien mezclados, como una aproximación para la atribución de la influencia antropogénica en regiones subcontinentales y en el dominio global, con un nivel de significancia estadística dado.

6.3.1. Prueba de co-tendencia de Bierens

Se considera una o más series de tiempo con la forma lineal $z_t = g(t) + u_t$, donde g(t)es una función de tendencia no lineal y u_t es un proceso estacionario o residual con media

30
cero: $g(t) = \beta_0 + \beta_1 t + f(t)$; donde β_0 y β_1 son parámetros de intercepto y pendiente de la regresión de mínimos cuadrados ordinarios entre z_t y el tiempo t, para t = 1, ..., n; n es el número de datos, f(t) es una función determinística de tendencia no lineal que representa cambio estructural y no es parametrizada (Bierens, 2000).

Hay co-tendencia no lineal cuando existe un vector θ diferente de cero, común de dos matrices M_1 , M_2 construidas con las series de tiempo de las variables de interés, como la temperatura superficial. Ese vector corresponde al menor de los eigenvalores que resultan de la solución del problema generalizado del eigenvalor $det(\hat{M}_1 - \lambda \hat{M}_2) = 0$. El eigenvalor se usa para probar la hipótesis nula: el espacio de todos los vectores θ tiene dimensión 1, con lo cual el producto de la transpuesta del vector, $\theta^T g(t)$, es lineal en t o constante, contra la hipótesis alternativa de que la dimensión es cero. Si $\theta^T g(t)$ es lineal en t, también lo es $\theta^T f_n(t)$. Los resultados se extienden para probar más de un vector θ de co-tendencia (Bierens, 2000).

Las matrices \hat{M}_1 y \hat{M}_2 se construyen no paramétricamente para n observaciones con las sumas parciales de las variables (Holmes, 2010) de modo que sus eigenvalores generalizados se puedan usar para probar la co-tendencia no lineal (Bierens, 2000).

$$\widehat{M}_{1} = (1/n) \sum_{t=1}^{n} \widehat{F}(t/n) \widehat{F}(t/n)^{\dagger}$$
(7)

† denota la transpuesta. Los elementos en la diagonal principal de la matriz \widehat{M}_1 se construyen con cada una de las series

$$\hat{F}(t/n) = \hat{F}(x) = 1/n \sum_{j=1}^{[nx]} \xi_j$$
 si $x \in [n^{-1}, 1]$

$$\hat{F}(t/n) = \hat{F}(x) = 0$$
 si $x \in [0, n^{-1})$

donde ξ_j es la serie z_t con media o tendencia removida, $\hat{F}(x)$ es una función de paso y [nx] es el mayor entero $\leq nx$.

Los elementos fuera de la diagonal principal de \widehat{M}_1 se construyen como

$$\hat{F}(t/n)_{variable 1} \hat{F}(t/n)_{variable 2}^{\dagger}$$
 y $\hat{F}(t/n)_{variable 2} \hat{F}(t/n)_{variable 3}^{\dagger}$

La matriz \widehat{M}_2 se construye como

$$\widehat{M}_{2} = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{t=m}^{n} \widehat{F}' \left(\frac{t * m}{n}\right) \widehat{F}' \left(\frac{t * m}{n}\right)^{\dagger}$$
(8)

Donde se considera una secuencia de m números naturales (o rezagos de tiempo) que convergen a infinito con n a razón o(n), es decir $m = [n^{\alpha}]$ con $0 < \alpha < 1$, y

$$\hat{F}'(t*m/n) = \hat{F}'(x) = \left(\hat{F}(t/n) - \hat{F}(t/n - m/n)\right) / (m/n)$$
(9)

donde

$$\hat{F}(t/n - m/n) = \hat{F}((t-m)/n) = \hat{F}'(x) = (1/n) \sum_{j=1}^{[nx]-m} (\xi_j)$$
 si $[nx] > m$

$$\hat{F}'(t * m/n) = \hat{F}'(x) = 0$$
 si $[nx] \le m$

Los elementos fuera de la diagonal principal de \widehat{M}_2 se construyen como

$$\hat{F}'(t/n)_{variable 1} \hat{F}'(t/n)_{variable 2}^{\dagger}$$
 y $\hat{F}'(t/n)_{variable 2} \hat{F}'(t/n)_{variable 1}^{\dagger}$

Bierens (2000) introduce números p no negativos para ajustar varios tipos de tendencia no lineal. En general p es desconocido, no obstante, generalmente los resultados son invariantes para p. En el caso de cambio en el nivel aplica el valor p = 0, en el caso de quiebre en la tendencia aplica p = 1, este último fue considerado en el presente trabajo. Las matrices $n^{-p}\hat{M}_1 \neq n^{-p}\hat{M}_2$ convergen a matrices $M_1 \neq M_2$, respectivamente. El poder asintótico de la prueba depende de la selección del parámetro α ; un valor pequeño aumenta el poder asintótico pero un valor muy pequeño causa distorsión de tamaño; Bierens (2000) recomienda $\alpha = 1/2$ como un óptimo para la convergencia de \hat{M}_2 a M_2 .

Ahora se puede realizar una prueba de *r*-vectores de co-tendencia contra un número menor de vectores, basada en la solución ordenada del menor al mayor eigenvalor $\hat{\lambda}_r$, es decir el problema generalizado del eigenvalor $det(\hat{M}_1 - \lambda \hat{M}_2) = 0$. El estadístico de prueba para evaluar la hipótesis nula de que existen *r*-vectores de co-tendencia se calcula como $n^{1-\alpha}\hat{\lambda}_r$ (Bierens, 2000). Los valores críticos $\hat{\lambda}_r$ de referencia encontrados por Bierens (2000) para contrastar la hipótesis nula de la existencia de *r*-vectores de cotendencia se muestra en los cuadros 3 y 4, en el caso de series con media o tendencia removida, respectivamente, para regiones estadísticas críticas del 20 %, 10 % y 5 %. Una recomendación es considerar los resultados de la prueba al 10 %. Si las series presentan una tendencia clara de crecimiento/decrecimiento, se sugiere remover la tendencia; si las series son tasas de crecimiento entonces es suficiente con remover la media.

Cuadro 3. Valores críticos para contrastar la hipótesis nula de la prueba de co-tendencia de Bierens (2000) cuando se remueve la media en las series de tiempo.

| | р | | | | | | | | |
|---|-----------|-----------|-----------|--|--|--|--|--|--|
| r | 0.80 | 0.90 | 0.95 | | | | | | |
| 1 | 0.2451126 | 0.3518246 | 0.4657737 | | | | | | |
| 2 | 0.3993106 | 0.5356136 | 0.6742039 | | | | | | |
| 3 | 0.5413243 | 0.7036614 | 0.8603746 | | | | | | |
| 4 | 0.6778114 | 0.8618191 | 1.0345377 | | | | | | |
| 5 | 0.8170006 | 1.0141629 | 1.2194813 | | | | | | |

Cuadro 4. Valores críticos para contrastar la hipótesis nula de la prueba de co-tendencia de Bierens (2000) cuando se remueve la tendencia en las series de tiempo.

| | Р | | | | | | | | |
|---|----------|----------|----------|--|--|--|--|--|--|
| r | 0.80 | 0.90 | 0.95 | | | | | | |
| 1 | 0.091103 | 0.119616 | 0.150989 | | | | | | |
| 2 | 0.134492 | 0.169183 | 0.202642 | | | | | | |
| 3 | 0.173114 | 0.214069 | 0.252212 | | | | | | |
| 4 | 0.205922 | 0.251317 | 0.294746 | | | | | | |
| 5 | 0.236006 | 0.282870 | 0.330943 | | | | | | |

La existencia de *r*-vectores de co-tendencia entre r+1 series z_t indica la presencia de *r* combinaciones lineales de series de tiempo que son estacionarias alrededor de una tendencia lineal, donde esas series comparten solo ((r+1)-r) tendencia temporal común determinística no lineal (Holmes, 2010). Esto es un indicativo de un fuerte grado de co-movimiento de largo plazo a través de las r+1 series.

La prueba de co-tendencia se programó y automatizó en los lenguajes de programación fortran 77 y Matlab[®], a partir del desarrollo matemático hecho por Bierens (2000) y de recomendaciones realizadas por el Dr. Bierens mediante comunicación electrónica. La aplicación iterativa o manual de la prueba de co-tendencia también se puede realizar con el paquete computacional *"EasyReg"*, disponible públicamente en http://www.personal.psu.edu/hxb11/EASYREG.HTM

6.3.2. Prueba de co-tendencia de Guo y Shintani

En un conjunto de *m* series de tiempo o vectores linealmente independientes que presenten tendencia determinística –ya sea lineal o no lineal– y tendencia estocástica, cuando una combinación lineal de los vectores elimina la tendencia dominante, comúnmente la tendencia determinística, pero no elimina la tendencia estocástica, entonces el vector de co-tendencia que resulta de dicha combinación se refiere como un vector débil de co-tendencia. Cuando la combinación lineal de los vectores elimina la tendencia a tendencia determinística y la tendencia estocástica entonces se trata de un grado más fuerte de la relación de co-tendencia. El número de vectores de co-tendencia se refiere al grado de co-tendencia fuerte (r_1) o débil (r_2) y puede ser cualquier entero entre $0 \le r_1 < m$ para vectores fuertes (Guo y Shintani, 2012). Debido a que todos los vectores de co-tendencia son también vectores débiles de co-tendencia, r_2 debe satisfacer $r_1 \le r_2 < m$.

El número total de tendencias determinísticas "comunes" corresponde a la diferencia entre la dimensión (número de series) y el grado débil de co-tendencia. En presencia de tendencia determinística no lineal y estocástica, el número de tendencias determinísticas no lineales "comunes" no corresponde a la diferencia entre la dimensión del sistema y el grado de co-tendencia (Guo y Shintani, 2012).

La prueba funciona también cuando hay cambios estructurales o quiebres en la función de tendencia; hay una tendencia en la primera parte de un periodo (segmento) y una

34

tendencia diferente en periodos subsecuentes. Una combinación lineal puede eliminar la tendencia determinística si y solo si i) todos los puntos de quiebre entre las series son los mismos (co-quiebre) y ii) todos los coeficientes correspondientes a la pendiente de la tendencia por segmento son proporcionales entre las dos funciones de tendencia. Si alguna de las condiciones no se cumple, las dos tendencias determinísticas no lineales son linealmente independientes y no existe una tendencia determinística común entre las series. En presencia de quiebre en la tendencia, el co-quiebre es una condición necesaria para la co-tendencia, pero no es una condición suficiente. No se requiere la estimación de funciones paramétricas de tendencia no lineal, por lo que el procedimiento es una aproximación no paramétrica del grado de co-tendencia.

Considera que una serie de tiempo *m*-variada, $y_t = [y_{1t}, ..., y_{mt}]'$, es generada por

$$y_t = d_t + s_t, \qquad t = 1, \dots, n$$
 (10)

donde $d_t = [d_{1t}, ..., d_{mt}]'$ es una componente de tendencia no estocástica y $s_t = [s_{1t}, ..., s_{mt}]'$ es un proceso estocástico, respectivamente. Se denota una secuencia aleatoria (escalar) x_t por $O_p(n^{\lambda})$ si $n^{-\lambda}x_t$ está limitada en probabilidad, y por $o_p(n^{\lambda})$ si $n^{-\lambda}x_t$ converge a cero en probabilidad. Para una secuencia determinística, se usa $O(n^{\lambda})$ y $o(n^{\lambda})$, si $n^{-\lambda}x_t$ es limitada y converge a cero, respectivamente. La primera diferencia de y_t se denota por Δy_t .

En el sentido escalar, el cociente de von Neumann se define como el cociente del segundo momento muestral de las diferencias al nivel de una serie de tiempo. La razón de von Neumann puede ser calculada para series con media removida en lugar de series originales. La generalización multivariada de la razón de von Neumann se define como $S_{11}^{-1}S_{00}$, donde

$$S_{11} = n^{-1} \sum_{t=1}^{n} y_t y'_t \ y \ S_{00} = n^{-1} \sum_{t=1}^{n} \Delta y_t \Delta y'_t$$
(11)

Se tiene que $\hat{\lambda}_1 \ge \hat{\lambda}_2 \dots \ge \hat{\lambda}_m \ge 0$ son los eigenvalores de $S_{11}^{-1}S_{00}$. Los eigenvalores para el cociente von Neumann son invariantes a cualquier transformación no singular de los

datos. Los eigenvalores se pueden clasificar en tres grupos, dependiendo de sus tasas de convergencia, generalmente $O_p(1)$, $O_p(n^{-1}) \neq O_p(n^{-2})$. El número de eigenvalores en cada grupo corresponde al número de relaciones de co-tendencia (r_1) , la diferencia entre co-tendencia débil y co-tendencia (fuerte) $(r_2 - r_1)$ y el número de tendencias determinísticas comunes $(m - r_2)$, respectivamente. Esta propiedad permite la construcción de dos tipos de procedimientos consistentes de selección del grado de co-tendencia con base en criterios von Neumann, los cuales resultan de la suma del agregado parcial de los eigenvalores y un término de restricción (Guo y Shintani, 2012). El primero es un procedimiento "pareado" que selecciona independientemente el grado de co-tendencia r_1 y el grado débil de co-tendencia r_2 al minimizar

$$VN_1(r_1) = -\sum_{i=1}^{r_1} \hat{\lambda}_i + f(r_1)^{C_n} / n$$
 y

$$VN_2(r_2) = -\sum_{i=1}^{r_2} \hat{\lambda}_i + f(r_2) \frac{C'_n}{n^2}$$
(12)

0

$$\hat{r}_1 = \arg \min_{0 \le r_1 \le m} V N_1(r_1) \mathbf{y}$$
$$\hat{r}_2 = \arg \min_{0 \le r_2 \le m} V N_2(r_2)$$

donde f(r), C_n y C'_n son elementos de la función de restricción. f(r) = 2r(2m - r + 1)es una función de incremento de r.

El segundo procedimiento es "conjunto", determina simultáneamente r_1 y r_2 al minimizar

$$VN(r_1, r_2) = -\sqrt{n} \sum_{i=1}^{r_1} \hat{\lambda}_i - \sum_{i=r_1+1}^{r_2} \hat{\lambda}_i + f(r_1) \frac{C_n}{n} + f(r_2) \frac{C_n}{n^2}$$
(13)

0

$$(\hat{r}_1, \hat{r}_2) = \arg \min_{0 \le r_1, r_2 \le m} VN(r_1, r_2)$$

Ambos procedimientos son consistentes en seleccionar el grado de co-tendencia sin especificar un modelo paramétrico, siempre y cuando la tendencia pertenezca a una cierta clase de funciones no lineales (Guo y Shintani, 2012).

Los criterios de información C_n aplicados comúnmente en la literatura incluyen $C_n = \ln(n)$, $2\ln(\ln(n))$ y/o 2, que conducen al criterio de información Bayesiano (BIC), criterio Hannan-Quinn (HQ) y criterio de información Akaike (AIC), respectivamente. En la selección del grado de co-tendencia con el procedimiento pareado se puede usar la restricción $C'_n = \sqrt{n} \ln(n)$ para $VN_2(r_2)$, denotado como "BIC-pareado". Adicionalmente se puede considerar una restricción menor para $VN_2(r_2)$ al considerar $C'_n = \sqrt{n} \ln(\ln(n))$. En el procedimiento conjunto se puede considerar la restricción $C_n = C'_n = \sqrt{n} \ln(\ln(n)$ para $VN(r_1, r_2)$ y denotarlo como "BIC-conjunta". Adicionalmente se puede considerar una tasa más lenta, $C_n = C'_n = \sqrt{n} \ln(\ln(n))$, y denotarla como "HQ-conjunta" (Guo y Shintani, 2012). La función de criterio $VN_1(r_1)$ en el procedimiento pareado se usa para seleccionar el grado de co-integración en un sistema de tendencia estocástica sin tendencia determinística no lineal.

Los procedimientos pareado y conjunto funcionan bien para un tamaño pequeño de muestra, n = 50. Cuando hay solo una tendencia determinística común entre las series y n = 50, los procedimientos pareado BIC y pareado BIC-HQ funcionan mejor que los procedimientos conjuntos, pero los últimos funcionan mejor en el caso de $r_1 = 0$. Sin embargo, cuando el tamaño de muestra se incrementa (n = 100 o mayor), el desempeño de los dos procedimientos se vuelve casi indistinguible para seleccionar el grado real de co-tendencia (Guo y Shintani, 2012).

Cuando ninguno de los procedimientos selecciona $(r_1, r_2) = (0,0)$ implica que hay, al menos, relaciones de co-tendencia o de co-tendencia débil en el largo plazo. Cuando se usa la versión con media removida de la razón de von Neumann, $(r_1, r_2) = (0,2)$ implica que la tendencia con quiebre es probable que sea una tendencia determinística común entre tres variables.

6.4. Modelo termodinámico del clima global

La relación entre energía calorífica y mecánica está dada por la primera ley de la termodinámica:

(14)

du=đq+đw

donde du es el cambio infinitesimal de energía interna (térmica) por unidad de masa en el sistema; dq es la transferencia infinitesimal de energía calorífica por unidad de masa a través de las paredes de la frontera, en forma de radiación de onda corta - larga, y dw es el cambio infinitesimal de trabajo por unidad de masa hecho por o sobre el sistema. Las diferenciales inexactas dq y dw indican que la cantidad de calor y el trabajo realizado no son funciones de los campos termodinámicos que determinan el sistema (temperatura, presión, densidad, etc.), sino que dependen de la trayectoria por la que dicho sistema pasa del estado inicial al estado final. En el MTCg las diferenciales inexactas se consideran como diferenciales en el tiempo (d/dt).

Con base en la primera ley de la termodinámica se tiene que la energía solar absorbida por el sistema atmósfera-océano-continente incrementa su energía interna, la cual es usada para realizar trabajo sobre sus alrededores, esto a su vez puede ser convertido en energía cinética y potencial en la atmósfera y océanos.

En plazos largos (mayor a meses) el sistema climático atmósfera-océano-continente se mantiene en un estado de *casi-equilibrio* termodinámico y el trabajo desarrollado por o sobre un sistema atmosférico es despreciable en comparación con dq. De esta forma se tiene que la primera ley de la termodinámica para sistemas atmosféricos se reduce a

$$du = \mathrm{d}q \tag{15}$$

Lo que implica que dichos sistemas tienen un comportamiento predominantemente diabático (hay intercambio de calor), donde los cambios debidos a la energía interna dominan sobre los ocasionados por la energía cinética (Cervantes, 1978). Por consiguiente, la cantidad de energía de onda corta proveniente del Sol que es absorbida

38

por el sistema debe ser balanceada por igual cantidad de energía devuelta al espacio exterior en forma de radiación de onda larga. Así, se tendrá un intercambio de radiación entre los diferentes componentes y de ellos con el espacio exterior (Cervantes, 1978).

La irradiancia² solar es en parte absorbida, dispersada o reflejada por los componentes del sistema climático. La reflectancia de la radiación solar de onda corta se relaciona con el albedo planetario. En el MTCg se considera que el albedo planetario se compone de tres partes: la radiación solar reflejada desde el tope de las nubes, la que es reflejada por los gases en la atmósfera y la que es reflejada por la superficie terrestre (Adem, 1997 y 1962). La extensión de la cubierta de hielo/nieve es el factor de mayor peso en los cambios de albedo superficial (Adem, 1965).

Con respecto a la radiación de onda larga, el MTCg calcula la radiación terrestre saliente (emitida) a partir de una simplificación hecha por Adem (1962) a las consideraciones de Simpson (1928, en Adem 1962). Considera que la atmósfera, a una temperatura dada, emite (absorbe) una cantidad definida de energía como un cuerpo negro (asociada a las bandas espectrales de gases y compuestos de la atmósfera), de 3 µm (micrómetros) a 8 µm y de 13 µm a 19.7 µm, siendo transparente (no emite/absorbe) en una ventana hipotética (ventana de Simpson) aproximada de 8 µm a 13 µm (Figura 3).

La energía total emitida (absorbida) por una frontera horizontal de una capa atmosférica es igual a la radiación total emitida por un cuerpo negro a una temperatura T^* , $E(T^*)$, por unidad de tiempo y unidad de área, en W s/m². Se obtiene al calcular la emisión de un cuerpo negro a partir de la ley de Stefan-Boltzman y sustraer la cantidad de energía que no es emitida/absorbida por la atmósfera a través de la ventana de transparencia de Simpson, $F(T^*, \lambda_1, \lambda_2)$, (Adem, 1997; Cervantes, 1978) para el modelo simplificado de Adem (1962). Ésta última se obtiene de integrar la curva espectral del cuerpo negro entre los límites de un área del espectro delimitada por λ_1 =8 µm y λ_2 =13 µm (Adem, 1997):

 $^{^{2}}$ La cantidad o flujo de radiación solar recibida en una superficie horizontal perpendicular de área unitaria, por unidad de tiempo, a una distancia media Sol – Tierra se le conoce como irradiancia solar total, anteriormente referida como constante solar.

$$E(T^{*}) = \sigma T^{*4} - F(T^{*}, \lambda_{1}, \lambda_{2})$$
(16)

donde σ es la constante de Stefan-Boltzman, en W m⁻² K⁻⁴ s⁻¹. La superficie del planeta (continentes y océanos) y la cubierta nubosa tiene un comportamiento similar al de un cuerpo negro en todo el espectro de onda para los procesos radiativos que ocurren en el rango de onda larga (Cervantes, 1978); emiten y absorben radiación.



Figura 3. Espectro de emisión atmosférico al nivel del mar para T=300 K. Parte (a) la simplificación de Adem (1962) y parte (b) el espectro observado con el señalamiento de bandas de absorción (emisión) correspondientes a algunos gases atmosféricos (Johnson, 1958 en Adem 1962). La banda entre 8 μm y 13 μm, aproximadamente (parte b), limitada en la parte inferior por un "alféizar", experimenta un ensanchamiento al incrementarse el vapor de agua en la atmósfera, elevándose el "alféizar", reduciendo así la ventana de Simpson.

6.4.1. Balance de radiación en el MTCg

El MTCg calcula el balance y/o exceso de radiación neta entre la energía solar entrante de onda corta y la radiación terrestre saliente de onda larga en los diferentes componentes del sistema climático (Figura 4), para lo que considera una capa fraccional de nubes (ε).



Figura 4. Representación esquemática del balance de radiación en la troposfera, que incluye una fracción de cubierta nubosa (ϵ) (Adem, 1962).

 Γ es el gradiente adiabático seco, I la irradiancia solar total, $z = H_1$ es la frontera inferior de la capa nubosa y la frontera superior es $z = H_2$. H es la altura de la capa troposférica del modelo.

- Exceso de radiación en la atmósfera

El balance de radiación de onda larga en la capa atmosférica es (Adem, 1997):

$$E_{A} = -E(T) - E(\beta H + T) + E(T_{s}) + 2\varepsilon E(T_{c}) - \varepsilon E(\beta (H - H_{2}) + T) - \varepsilon E(\beta (H - H_{1}) + T) + 0.34 (1 - \varepsilon)I$$
(17)

donde *I* es la irradiancia total solar, β es el gradiente adiabático y los subíndices *A*, *c* y *s*, se refieren a la atmósfera, nubes y superficie.

- Exceso de radiación en la capa nubosa

El balance de radiación de onda larga en la capa nubosa es (Adem, 1997 y 1962):

$$E_c = \varepsilon E(\beta(H - H_2) + T) + \varepsilon E(\beta(H - H_1) + T) - 2\varepsilon E(T_c) + \varepsilon [\sigma T_s^4 - E(T_s)] - 2\varepsilon [\sigma T_c^4 - E(T_c)] + 0.04\varepsilon I$$
(18)

donde la frontera inferior de la capa nubosa está en $z = H_1$ y la superior en $z = H_2$.

Exceso de radiación en la superficie

El balance de la radiación de onda larga en la superficie terrestre es (Adem, 1997 y 1962):

$$E_s = E(\beta H + T) - E(T_s) - (1 - \varepsilon)[\sigma T_s^4 - E(T_s)] + \varepsilon[\sigma T_c^4 - E(T_c)] - \varepsilon[\sigma T_s^4 - E(T_s)] + (0.48 - 0.02\varepsilon)I$$
(19)

6.4.2. Retro-alimentadores del sistema climático y el forzante antropogénico

En el sistema climático intervienen factores (que no son externos) que refuerzan/atenúan la señal del clima y esto a su vez incide en la intensidad del factor que a su vez sigue reforzando/atenuando la señal del clima. A este proceso se le refiere como retroalimentación del sistema climático. El MTCg considera tres retro-alimentadores relacionados con las fases del agua.

a. Retro-alimentación por nubes

Las nubes reflejan radiación solar, con lo que contribuyen a enfriar la superficie terrestre (efecto de albedo); adicionalmente, absorben y emiten radiación de onda larga, con el efecto de calentar la superficie (efecto invernadero). En el MTCg, la predominancia de uno de esos efectos sobre el otro depende de la ubicación geográfica de las nubes, su altura y grosor. En regiones polares, las nubes impiden el enfriamiento de la superficie al bloquear la radiación con longitudes de onda larga dentro del rango de la ventana espectral de Simpson. Al mismo tiempo, en regiones polares las nubes pueden favorecer el calentamiento de la superficie al transferir mayor cantidad de radiación hacia la Tierra que la que recibe de ésta, cuando la superficie tiene una temperatura menor a la de las nubes

(Figura 4). En latitudes medias y tropicales, las nubes enfrían la superficie, principalmente por la reflexión de la radiación solar (predomina el efecto de albedo).

El cambio en la cubierta de nubes medias y bajas, calculado internamente por el MTCg, es una función lineal del cambio del calor latente liberado por la condensación del vapor de agua, el cual es una función lineal de los cambios en la temperatura troposférica (Adem, 1965). Un incremento inicial de temperatura produce un decremento en la cubierta nubosa, lo que favorece un calentamiento adicional de la troposfera y la superficie (retroalimentación positiva); el efecto opuesto ocurre con un decremento inicial de la temperatura. En el MTCg, la fracción de cubierta nubosa se expresa como

$$\varepsilon = \varepsilon_{Nob} + \varepsilon_{DN} \tag{20}$$

donde ε_{Nob} es el valor climatológico mensual o "normal" calculado a partir de observaciones de la cubierta nubosa en el clima actual, ε_{DN} es el cambio en la cubierta de nubes calculado por el modelo (forzamiento interno), el cual se determina a partir de una función lineal de la temperatura troposférica, T_m . Los cambios están dados por la ecuación:

$$\varepsilon_{DN} = d_2 \left\{ b'(T_m - T_{mN}) + d'' \frac{\partial}{\partial x} (T_m - T_{mN}) + c'' \frac{\partial}{\partial y} (T_m - T_{mN}) \right\}$$
(21)

donde d_2 es una constante, T_{mN} es el valor normal de T_m , b', d'' y c'' son coeficientes de regresión calculados por Clapp et al. (1965, en Adem, 1965) que dependen de la estación del año y de las coordenadas espaciales x, y. La suma de los términos entre llaves es igual a los cambios del calor latente liberado por la condensación del vapor de agua (Mendoza *et al.*, 2010).

b. Retro-alimentación por vapor de agua

Debido a que el vapor de agua es un potente GEI, su incorporación en los modelos climáticos, bajo la suposición de que la humedad relativa permanece constante, produce

una adición importante al calentamiento que resulta del incremento antropogénico de CO₂ en la atmósfera (factor externo). Este retro-alimentador positivo del vapor de agua se considera entre los más importantes a ser tomados en cuenta en los modelos climáticos, como lo afirma el IPCC (2001).

En el MTCg, la física de la fase del vapor de agua se consideró a partir de lo encontrado por Mendoza et al. (2016). Ellos re-parametrizan la ventana atmosférica de la emisividad del espectro de radiación de onda larga en las bandas de 8 µm a 12.5 µm, y entre 12 µm a 19 μ m, en la banda compartida del H₂O y CO₂. Absorbe y emite una fracción del cuerpo negro que depende del contenido de agua precipitable y CO_2 en la atmósfera, de acuerdo con las fórmulas logarítmicas de Smith (1969) y Mendoza et al. (2010). Se consideran importantes dichas bandas ya que la ventana de Simpson es la única región del espectro de onda larga que no se encuentra saturada, y por lo tanto el incremento de vapor de agua debido al calentamiento es un retro-alimentador positivo importante en los modelos climáticos utilizados en los informes del IPCC. Ese proceso incrementa el calentamiento de tal forma que la humedad relativa permanece aproximadamente constante en la troposfera en periodos de cambios en el clima de largo plazo. Cuando la temperatura se incrementa, como resultado de la ecuación de Clausius-Clapeyron, la concentración atmosférica de vapor de agua debería incrementarse significativamente en la atmósfera, sin que cambie el porcentaje de humedad relativa, principalmente sobre océanos. La emisividad del vapor de agua en el MTCg se calcula con:

$$e(x) = 0.025\omega \exp\{\eta_1 (x - x_1)^2 + \eta_2 (x - x_2)^2\}$$
(22)

donde ω es el agua precipitable, $\eta_1 = 1.3x 10^{-5} \text{ cm}^2$, $\eta_2 = 1.1x 10^{-5} \text{ cm}^2$, x es el número de onda con valores entre $x_1 = 800 \text{ cm}^{-1}$ y $x_2 = 1,250 \text{ cm}^{-1}$.

La integral de (22) entre x_1 y x_2 , dividido por $x_2 - x_1$, corresponde aproximadamente a la emisividad del vapor de agua integrado entre 8 µm y 12.5 µm. De acuerdo con Mendoza et al. (2016), el agua precipitable de una columna atmosférica se calcula para los casos no lineales en que el perfil vertical de la humedad relativa varía con el cambio climático (ec. 23) o es constante (ec. 24):

$$\omega = 1.825e^{(0.0282T_{aDN})} \tag{23}$$

$$\omega = 1.825e^{(0.0557T_{aDN})} \tag{24}$$

donde T_{aDN} es la anomalía de la temperatura superficial con respecto al periodo 1961-1990. En ambos casos ω se incrementa con la altura ($T_{aDN} > 0$), sin embargo cuando la humedad relativa es constante, el incremento es significativamente mayor que cuando la humedad disminuye con el incremento de la temperatura.

c. Retroalimentación por cubierta de hielo

En la versión global del MTC se ajustó la física de la fase sólida del agua de acuerdo con Mendoza et al. (2010). La cubierta de hielo se obtiene a partir del albedo de la superficie. La isoterma de 0 °C define la frontera de la capa de hielo, lo que incorpora la retroalimentación de la fase sólida del agua, donde un incremento de la temperatura produce un decremento de la cubierta de hielo sobre océanos y continentes. En el MTCg se calcula la masa (kg) de hielo condensada por unidad de área (m²) y por unidad tiempo (s), la cual es igual a la diferencia entre el calor latente liberado por condensación, *G*5, (en el caso de la retro-alimentación por cubierta de hielo es para temperaturas inferiores a 0 °C en continente y -1.96 °C en océano) y el calor latente cedido por sublimación a lo largo de una columna troposférica de 1 m² de base, *G*4; es decir

$$\frac{dM_c}{dt} = \frac{(G5 - G4)}{L_s} \tag{25}$$

donde M_c es la masa condensada por unidad de área y L_s es el calor latente de sublimación por unidad de masa. De esta manera, en las regiones donde hay masa condensada se le asigna un valor de albedo de hielo de 80 % (Mendoza *et al.*, 2021).

Forzamiento externo por CO₂

El MTCg incorpora el efecto de forzantes externos del clima a través del CO_2 . El efecto del incremento del CO_2 es un calentamiento de la atmósfera, continentes y océanos a escala planetaria, dicho calentamiento aumenta por el efecto de retro-alimentadores. El incremento de la concentración atmosférica del CO_2 desde la era pre-industrial al 2011 es responsable de un FR de 1.82 ±0.19 Wm⁻²; lo que resulta estadísticamente comparable al FR antropogénico neto total de 2.30 ±1.20 Wm⁻². En el MTCg se utiliza el CO_2 como un forzante externo que es aproximado al uso del FRT (Mendoza *et al.*, 2016). El efecto del CO_2 se considera a través de las fórmulas polinomiales de Smith (1969). La concentración del CO_2 en la atmósfera para el MTCg toma los datos anuales a partir de los utilizados en el Quinto Informe de Evaluación del IPCC y se distribuyen en incrementos lineales por mes.

6.4.3. Ecuaciones de balance de energía

Además de la radiación, el MTCg considera funciones de calentamiento (calor sensible, calor latente por evaporación y por condensación) en el balance de energía, expresados como funciones lineales semi-empíricas de la anomalía de la temperatura troposférica y de la superficie (Adem, 1982; Adem, 1965).

- Balance de energía en océanos

La ecuación de conservación de energía térmica aplicada a la capa superior de los océanos en el MTCg (Adem, 1997 y 1982) se expresa como:

$$\rho_s c_s h \frac{\partial T_s}{\partial t} = E_s - G_3 - G_2 \tag{26}$$

donde h es la profundidad de la capa mezclada verticalmente por el viento, mareas y remolinos, y se puede fijar constante entre 50 m y 100 m; c_s es el calor específico del agua y ρ_s es la densidad del agua en la capa de mezcla, considerados como constantes; T_s es la temperatura uniforme de la capa de mezcla. El lado izquierdo de la ecuación representa el

almacenamiento de energía térmica en la capa superior oceánica. En el lado derecho, E_s es el calentamiento por radiación solar y terrestre en la capa superior oceánica; G_3 el calor perdido por evaporación en la superficie del océano y/o continente; G_2 el calor sensible cedido por la superficie del océano y/o continente a la capa troposférica por transporte vertical turbulento.

Balance de energía en continentes

La capa superior de los continentes, que interactúa térmicamente con la atmósfera, tiene una profundidad despreciable comparada con la capa superior del océano, por lo que se considera que en los continentes es nulo el almacenamiento de energía (primer término en ec. 26) y el exceso de radiación se iguala con la energía perdida por evaporación y por el transporte vertical de calor sensible (Adem, 1965). En invierno, en los continentes, en áreas cubiertas por hielo/nieve y en los casquetes polares, como el Ártico, se desprecia el almacenamiento de energía (Adem, 1997; Adem, 1964), por lo tanto se tiene que la ecuación de balance de energía en continentes es:

$$0 = E_s - G_3 - G_2 \tag{27}$$

Balance de energía en la atmósfera

La ecuación de conservación de energía térmica para la capa troposférica se obtiene al aplicar la ley de conservación de energía a una columna vertical en la troposfera que considera una capa nubosa (Adem, 1997 y 1964). Se escribe como

$$\frac{\gamma_3}{\Delta t} [T'_m - (T'_m)_i] - \gamma_3 K \nabla^2 T'_m = E_A + E_c + G_2 + G_5 + R_1$$
(28)

donde $\gamma_3 = \frac{c}{g} [(p_0^*)_{z=0} - p_0]; p_0$ es la presión media en el tope del modelo, $(p_0^*)_{z=0}$ es la presión en la superficie, c es el calor específico del aire seco a volumen constante, $T'_m = T_m - T_{m0}, T_m$ es la temperatura (°K) de la troposfera media en el intervalo de tiempo del mes actual, T_{m0} es una constante tal que $T_{m0} \gg T'_m$. $(T'_m)_i = (T_m)_i - T_{m0}$, donde $(T_m)_i$ es la temperatura de la troposfera media en el intervalo del mes previo (Adem, 1997 y 1964) y K es el coeficiente *austauch* de transporte turbulento horizontal. El primer término a la izquierda representa el almacenamiento de energía, el segundo término es la razón de cambio de energía térmica debido al transporte turbulento horizontal. Los términos del lado derecho son las razones de cambio de la energía térmica ganada por radiación ($E_A + E_c$), por la conducción turbulenta vertical desde la superficie terrestre, G_2 , y por la condensación de vapor en las nubes, G_5 . R_1 considera términos complementarios y se desprecia (Adem, 1997 y 1964).

El MTCg utiliza expresiones lineales para las funciones de calentamiento (E_A , E_c , E_s , G_2 , G_3 , G_5) y aplica un esquema implícito en el tiempo para las ecuaciones 26, 27 y 28. De esta manera la ecuación 26 (y 27) resulta en una ecuación algebraica, donde la temperatura de la superficie se expresa como una función lineal de la temperatura media troposférica. La temperatura de superficie es entonces substituida en la ecuación (28), resultando una ecuación diferencial elíptica de segundo orden para la temperatura. La celda de malla del modelo de aproximadamente 1.94°, la constituyen los puntos de latitud y longitud de las coordenadas esféricas. Los polos son resueltos usando el Teorema de la divergencia. La solución de la ecuación elíptica es substituida en la ecuación algebraica para la temperatura superficial, obteniéndose de esta manera las temperaturas de superficie y de la mitad de la troposfera; y dado que las funciones de calentamiento son funciones de estas temperaturas, el modelo se resuelve completamente.

6.5. Modelo Weather Research and Forecasting en modo climático

La reducción dinámica de escala se refiere a la práctica de forzar un modelo regional del clima (MCR) con condiciones iniciales (CI) y condiciones de frontera lateral (CF) construidas a partir de datos de un MCG y/o del re-análisis del clima. Esto permite ventajas potenciales de una resolución espacial/temporal más fina y un tratamiento con mayor detalle de procesos físicos, termodinámicos y la topografía, dado el ahorro en recursos computacionales al solo enfocarse en una región específica o área limitada de la Tierra (Dickinson *et al.*, 1989, Giorgi y Bates, 1989 y Giorgi, 1990 en Tian *et al.*, 2017). La reducción de escala permite agregar detalle en respuesta a forzantes de escala regional interactuando con la circulación atmosférica de gran escala (Giorgi, 2006 en Lo *et al.*, 2008).

En estudios climáticos, el modelo WRF es uno de los MCR referidos en la literatura para reducir la resolución espacial de los MCG y dar mayor detalle a la representación y solución de los procesos dinámicos y termodinámicos (Chun-Fung *et al.*, 2008; Xin-Zhong *et al.*, 2012; Racherla *et al.*, 2012; Liu *et al.*, 2012; Katragkou *et al.*, 2015; Ying *et al.*, 2017; Hu *et al.*, 2018). El WRF consta de un sistema de pre-procesamiento de datos atmosféricos (WPS, por sus siglas en inglés) con tres programas que se ejecutan previo a la simulación atmosférica: *geogrid.exe, ungrib.exe* y *metgrid.exe.* La configuración considerada para correr el WPS versión 3.7.1 se define en el archivo de control *namelist.wps* (Anexo I).

- geogrid.exe permite interpolar los campos de datos geográficos estáticos a celdas de malla de dominios espaciales definidos por el usuario. Se consideraron dos dominios (Figura 5), i) el primero (madre) con una resolución de celda de malla de 150 km x 150 km, con una extensión espacial más amplia a la considerada en experimentos de reducción de escala del *COordinated Regional climate Downscaling EXperiment* (CORDEX) para Centro América³, con el fin de incorporar la influencia de sistemas tropicales y de latitudes medias en la simulación histórica para México, ii) el segundo con una resolución de 50 km x 50 km, centrado en México.
- ungrib.exe extrae los campos meteorológicos de archivos de re-análisis o de un MCG, en formato GRIB. Se consideró información del MCG MIROC5, éste último con base en resultados de la metodología desarrollada para evaluar el desempeño de MCG para representar la respuesta observada al FR (véase sección 7.1), así como la disponibilidad de información cada seis horas en el periodo 1970-2005 (igual al

³ Dominio CORDEX para Centroamérica https://cordex.org/domains/cordex-region-central-america-cordex/ [Consultado el 21-ABR-2020].

considerado en experimentos CORDEX), con respecto a otros MCG, para generar las CI y CF para el WRF. Los campos meteorológicos básicos para correr el WRF son:

En superficie: Temperatura del aire a 2 m y de la superficie del océano (°K), humedad específica (kg/kg) o relativa (%), componentes del viento U/V (m/s), presión superficial (Pa), presión reducida al nivel medio del mar (Pa), temperatura de superficie (skin).

En niveles verticales de presión: Temperatura (°K), humedad específica (kg/kg) o relativa (%), componentes del viento U/V (m/s).



Temperatura/humedad de al menos dos capas del suelo y máscara de continente/océano.

Figura 5. Extensión espacial de los dominios considerados en la simulación con el WRF climático.

El pre-procesamiento de los campos del MIROC5, con resolución espacial de 1.4008° x 1.40625°, para generarlos con la estructura y el formato GRIB de lectura del WPS, se realizó con la herramienta *Climate Data Operator* (CDO v 1.9.5), a partir de la adecuación de la guía para pre-procesar datos del CMIP5 para el WRF, como parte del CORDEX-WRF (U. Cantabria, S/A).

- *metgrid.exe* interpola horizontalmente los datos atmosféricos, extraídos con ungrib.exe, a las celdas de malla de los dominios definidos por el usuario.

En la ejecución del WRF versión 3.7.1 se utilizan dos programas: i) *real.exe* para generar las CI y CF, a partir de los archivos generados con el programa *metgrid.exe*, y ii) *wrf.exe*

para resolver en forma numérica las ecuaciones físicas discretizadas del WRF y generar la simulación atmosférica en el tiempo.

Los procesos físicos y dinámicos en el WRF interaccionan en una o dos vías (Figura 6). Inicialmente, en los experimentos diseñados en este trabajo se consideró la configuración de opciones utilizadas en otros estudios (Skamarock *et al.*, 2008; Chun-Fung *et al.*, 2008; Xin-Zhong *et al.*, 2012; Katragkou *et al.*, 2015; Hu *et al.*, 2018). Ésta se ajustó recurrentemente, debido a que varios esquemas físicos funcionan mejor en diferentes regiones con distintos regímenes climáticos (Chun-Fung *et al.*, 2008), hasta lograr que las simulaciones multianuales se estabilizaran numéricamente y que la serie de temperatura superficial del WRF en los dominios de éste, agregada anualmente, fuera próxima a la del MIROC5. La configuración final usada de las opciones físicas y dinámicas del WRF en modo climático se presenta en el cuadro 5; se incluye también información de opciones similares del MCG MIROC5. Las opciones se configuran en el archivo de control *"namelist.input"*, que se incluye en el anexo II.



Figura 6. Interacción entre parametrizaciones del WRF.

OL/OC: Onda larga/corta. CL/CS: Calor latente/sensible. PBL: Capa límite planetaria. T: Temperatura. Qv: Humedad. Fuente: Skamarock et al. 2008.

Cuadro 5. Configuración de las opciones de parametrización física utilizadas en la simulación del WRF climático y la opción física correspondiente del MIROC5.

| Parametrización | Opción WRF | Opción MIROC5 |
|---------------------|---|--|
| Niveles | 40 verticales en la atmósfera | 27 verticales en la atmósfera |
| | 4 en el terreno | 4 en el terreno |
| Resolución | 150 km madre (89x49 nodos) | 1.4008°x1.40625° global (256x128 nodos) |
| | 50 km anidado (84x57 nodos) | |
| Radiación de onda | RRTMG (fast Rapid Radiative Transfer | Esquema de distribución <i>k</i> (Sekiguchi y |
| corta/larga | Model; Mlawer <i>et al.,</i> 1997) | Nakajima 2008) |
| | - Utiliza la aproximación | Usa la aproximación de distribución |
| | correlacionada k | correlacionada <i>k</i> |
| | Incluye una técnica de aproximación | |
| | de columna independiente Monte | |
| Naiorofísio- | | |
| | vvsivi-esquema de 5 clases (Hong <i>et dl.,</i> | Esquema de condensación de pronostico de |
| nubes | Microfísica de 5 clases con hielo | microfísica hulk (Watanaha et al 2009: |
| | - Agua súper enfriada y nieve | Wilson v Ballard 1999) |
| | derretida | - Resuelve las ecuaciones de pronóstico |
| | Términos de sedimentación de hielo | para la varianza y oblicuidad de una |
| | y caída fraccionada del tiempo | cantidad conservativa asociada con la |
| | | temperatura y agua total en la submalla |
| | | Trata explícitamente con los procesos de |
| | | lluvia fría y cálida: nucleación, |
| | | deposición y sublimación, hielo, |
| | | derretimiento de hielo, entre otros. |
| | | - La fracción de agua líquida y hielo en la |
| | | nube es una función simple de la temperatura |
| | | - Las tasas de mezcla de masa |
| | | proporciona el número de gotas en la |
| | | nube para auto conversión. |
| | | La distribución del tamaño de partículas |
| | | se hizo dependiente de la razón de |
| | | precipitación |
| | | - Considera el efecto de la transición |
| | | vapor-líquido en la flotación |
| Física de la capa | Monin-Obukhov (esquema Janjic) | Sin información |
| superficial de la | - Tomado de relaciones generales | |
| atmostera | usadas en el modelo NMM, incluye | |
| (st_stciay_physics) | iongitua de rugosidad termica Zilitinkovich | |
| | Zilitinkevich | |

| Parametrización | | zación | Opción WRF | Opción MIROC5 | | | |
|-----------------|-------|----------|--|--|--|--|--|
| Física | del | modelo | (Noah-MP; Chen y Dudhia, 2001) | Sin información | | | |
| del | | terreno | | | | | |
| (sf_sur | face_ | physics) | | | | | |
| Capa p | lante | raria | Esquema Mellor-Yamada-Janjic | Nakanishi (2001), Nakanishi y Niino (2004) | | | |
| | | | - Esquema de pronóstico de energía | - Es una actualización del esquema del | | | |
| | | | cinética turbulenta (TKE) con mezcla | tipo Mellor–Yamada con un nivel de | | | |
| | | | - Predicción TKE de orden 1.5 v nivel | - Se incluyen los efectos cortantes y de | | | |
| | | | 2.5 | flotación en los términos de covarianza | | | |
| | | | TKE basado en mezcla vertical local | de la presión y las constantes de cierre | | | |
| | | | en la capa límite y atmósfera libre | se reevaluaron con las salidas de | | | |
| | | | - La altura de la capa límite planetaria | simulaciones de turbulencias mayores | | | |
| | | | se determina donde la humedad cae | La escala de longitud L se determina con | | | |
| | | | debajo de un valor crítico | la media del armónico de la capa | | | |
| | | | | superficial, capa límite convectiva y capa | | | |
| | | | | estratificada estable | | | |
| | | | | - Predice términos TKE en las submallas | | | |
| Conve | cción | de | Nuevo Tiedke modificado | Razón de arrastre dependiente del estado | | | |
| nubes | | | - Esquema de pronostico de nube | (Chikira y Sugiyama, 2010) | | | |
| | | | - Usa la energia potencial convectiva | - Considera multiple tipos de nubes con | | | |
| | | | Considera convessión nonetrante | Es un modele de arractro de pluma | | | |
| | | | media v somera | (corriente ascendente en cúmulus): la | | | |
| | | | - Considera el arrastre v | tasa de arrastre varia verticalmente en | | | |
| | | | desvanecimiento con base en un | función del medio ambiente circundante | | | |
| | | | modelo simple de pluma de nube | - Una fracción de energía generada por | | | |
| | | | Corrige nubes en la capa límite | flotación es consumida por procesos de | | | |
| | | | debido a convección somera muy | arrastre | | | |
| | | | activa | - El flujo de masa en la base de la nube se | | | |
| | | | - Ajusta la fracción del ensamble de | determina con una ecuación cerrada de | | | |
| | | | nubes de convección somera que | energía cinética convectiva | | | |
| | | | penetra en la capa de inversión | Juzga automáticamente si la parcela que | | | |
| | | | | se eleva puede ingresar a las capas de | | | |
| | | | | flotación negativa cuando hay una capa | | | |
| | | | | de flotación positiva por arriba | | | |

Fuente: Skamarock et al. 2008.

Se utilizó un paso de tiempo adaptativo dinámico (Δt_i) de 405 segundos para el dominio madre. El número de *Courant* (c_t) se fijó en un máximo de 1.8. En cualquier tiempo el WRF incorpora el paso de tiempo adaptativo al calcular el máximo número de *Courant* en cada celda del dominio para las componentes de la velocidad (U, V, W): si es menor que c_t entonces el paso de tiempo se incrementa en 5 %, de lo contrario se reduce 25 % para mantener la estabilidad numérica. Los límites inferior y superior del paso de tiempo adaptativo son $0.5\Delta t_i$ y $2.2\Delta t_i$, respectivamente. El paso de tiempo para los esquemas de radiación se fijó en 50 minutos y para el esquema de cúmulus en 5 minutos.

En la simulación del WRF climático se omitió usar la opción de relajación de la circulación atmosférica de gran escala (*nudging*) al interior del dominio computacional, que previene artificialmente que el WRF se aleje de los campos conductores de gran escala del MCG, debido a que no es ampliamente aceptado en la comunidad de MCR (Chun-Fung *et al.*, 2008), no obstante que se mencionan ventajas en algunos estudios (Mabuchi *et al.*, 2002, Miguez-Macho *et al.*, 2004 y von Storch *et al.* 2000 en Chun-Fung *et al.*, 2008).

La simulación continua de largo plazo, con una sola inicialización de los campos de gran escala y actualización frecuente de las CF prescritas al WRF, es una aproximación común en la simulación del clima regional (Leung et al., 2003 en Chun-Fung et al., 2008), aunque problemas de esta aproximación están documentados (Davies, 1976 y Warner et al., 1997 en Chun-Fung et al., 2008). P. ej., el flujo que se desarrolla dentro del dominio del MCR puede ser inconsistente con aquel de las CF (von Storch et al., 2000 en Chun-Fung et al., 2008) y la solución interna generada por el MCR parece variar con el tamaño del dominio (Castro et al., 2005 en Chun-Fung et al., 2008), así como con la ubicación y estación (Miguez-Macho et al., 2004 en Chun-Fung et al., 2008). Al respecto, se realizaron simulaciones con duración de cinco años, en el periodo 1970 a 2005, con una inicialización de los campos de gran escala y actualización de las CF. El primer año de cada simulación se consideró para estabilizar (numéricamente) las perturbaciones a las condiciones iniciales y alcanzar un equilibrio dinámico de los parámetros del modelo de superficie del terreno (spin up) que generalmente toma hasta un año (Chen et al., 1997 en Chun-Fung et al., 2008), de tal forma que ese año se sustituyó con el año final de la simulación del bloque anterior, como lo considera Chun-Fung et al. (2008).

El WRF se corrió en una estación de trabajo, con 2 procesadores Intel(R) Xeon(R) CPU E5-1630 v3 @ de 3.7 GHz, con 4 núcleos cada uno (8 en total). Sistema operativo Centos 7.0. Linux/GNU, con un compilador libre GNU gcc y gfortran.

54

7. Resultados

7.1. Desempeño de modelos de circulación global

En esta sección se analiza el desempeño de los MCG para reproducir la respuesta al FRT, que incluye la influencia antropogénica+natural presente en la TSM observada, a partir de la metodología descrita en la sección 6.2. Se tomaron series anuales de la TSM del HadCRUT4, GISTEMP y de los ensambles de las simulaciones generadas por cada uno de 21 MCG del CMIP5, así como del ensamble multi-modelo (véase sección 6.1). Los modelos de regresión consideran dos grupos independientes de variables: 1) las que se aproximan a la tendencia de calentamiento, como el FRT y los MCG; y 2) el conjunto de variables $X_{t,j}$ que incluyen modos de variabilidad natural, aerosoles estratosféricos (VOLC) y la persistencia de la TSM, y_{t-1}^o .

A partir de la metodología descrita en la sección 6.2, se generaron regresiones auxiliares entre la anomalía de la TSM observada, el FRT e índices de variabilidad natural. Las variables explicativas se seleccionaron con base en la literatura sobre la influencia en los dominios analizados (véase sección 6.1.1). La ecuación 29 representa el modelo final obtenido para la TSM en México, usando HadCRUT4 o GISTEMP, en términos del FRT, los modos de baja frecuencia y de variabilidad interanual, así como de la persistencia:

$$y_t^o = \hat{\alpha}^m + \hat{\beta}_1 FRT_t + \hat{\theta}_1 AMO_t + \hat{\theta}_2 AMO_{t-3} + \hat{\theta}_3 SOI_t + \hat{\theta}_4 PDO_t + \hat{\theta}_5 PDO_{t-1} + \hat{\theta}_6 NAO_t + \hat{\theta}_7 NAM_t + \hat{\theta}_8 NAM_{t-2} + \hat{\theta}_9 VOLC_{t-2} + \hat{\varphi}_1 y_{t-1}^o + \zeta_t$$
(29)

donde FRT, AMO, PDO, SOI, NAO, NAM y VOLC se definieron previamente en la sección 6.1.1, t - j se refiere al j rezago anual de la variable. La figura 7a muestra la especificación y parámetros estimados para los nueve dominios incluidos en este estudio, en tanto que los valores de los parámetros se reportan en los cuadros 6 y 7. Mientras que la selección de los modos de variabilidad es con base en consideraciones físicas, los rezagos son determinados empíricamente. En los casos en que la regresión incluye rezagos del término independiente, la respuesta al forzamiento externo se calcula como $\frac{\hat{\beta}_1}{(1-\sum_{i=1}^p \hat{\varrho}_i)}$, la cual representa la respuesta climática de largo plazo. El efecto total (de largo plazo) de los coeficientes de los modos de variabilidad que se muestran en la figura 7b auxilia para interpretar y comparar los efectos estimados de los modos de variabilidad. Sin embargo, en la literatura la mayoría de las estimaciones de los efectos de los modos de variabilidad se ha hecho con métodos uni-variados, como correlación y regresión lineal simple, que no consideran posibles efectos indirectos entre los modos de variabilidad. En contraste, los coeficientes calculados aquí representan el efecto parcial de cada variable y toma en cuenta el efecto de otras variables incluidas en la regresión. Al menos que las variables independientes sean no correlacionadas, las estimaciones de magnitud, significancia e inclusive el signo de los efectos puede ser diferente entre las estimaciones uni y multivariada. El efecto atribuido a un modo particular de variabilidad natural mediante un método uni-variados (a esto algunas veces se le refiere como un problema de variables omitidas; ver Greene, 2012).

La AMO tiene influencia significativa en el dominio de México, en el global y en otros dominios localizados principalmente en el hemisferio norte (Bindoff *et al.*, 2013; Steinman *et al.*, 2015; Guan *et al.*, 2015). En esas regiones, la fase positiva de la AMO es asociada con temperaturas más altas y su influencia es mayor sobre Europa y Norte América (Figura 7b). La AMO es caracterizada por oscilaciones de baja frecuencia y se ha demostrado que oscurece la tendencia de calentamiento al enmascararlo o exacerbarlo, dependiendo de su fase (Swanson, Sugihara y Tsonis, 2009; Wu *et al.*, 2011). La PDO y la NAO también se han propuesto como modos de variabilidad que pueden distorsionar la tendencia de calentamiento y, como se espera, los modelos de regresión para el dominio de México y el global incluyen la AMO, la PDO así como el SOI, el cual también tiene efectos globales en la temperatura (Guan *et al.*, 2015; Li *et al.*, 2013; Cohen y Barlow, 2005). La figura 7b proporciona evidencia empírica de los efectos de los modos de la variabilidad natural en la TSM. Los modelos estimados muestran que la AMO tiene una influencia significativa en la mayoría de los dominios (7 de 9), seguido por el SOI, la NAO y la PDO. Otros modos de variabilidad tienen influencia particular en diferentes regiones. Como se ha mostrado en la

literatura, la NAO y la NAM tienen efectos relevantes en regiones de México y Europa (Fig. 7b; Li et al., 2013; Vihma *et al.*, 2019), mientras que el SAM y el IOD influyen principalmente en regiones del hemisferio sur (Wang y Cai, 2013).



Figura 7. Coeficientes estimados con la regresión auxiliar con base en la ecuación (6), y efecto total de largo plazo para todos los dominios y bases observacionales. El panea a) muestra los valores estimados; el intercepto (bias o sesgo), la respuesta de largo plazo a cambios en el forzante externo y coeficientes individuales de las variables incluidas en las regresiones para los nueve dominios. El panel b) proporciona la estimación del efecto total de largo plazo de cada uno de los modos de variabilidad. H y G denotan la base de datos HadCRUT4 y GISTEMP, respectivamente. Los acrónimos como en la Fig. 1.

| Región/ | GU | | | ai. | | | | GAR | NG A |
|-----------------------|---|---|---|---|---|--|--|--|---|
| 1 ermino | GDI | Ama | Aus | Chi | EUN | Euw | Mex | SAI | USA |
| $\widehat{\alpha}^m$ | $\alpha^{m} = -0.1290^{***}$ (0.0544) | $\alpha^{m} = -0.084/**$ (0.0717) | $\alpha^{m} = -0.4106^{***}$ (0.1173) | $\alpha^{m} = -0.1318^{***}$ (0.0876) | $\alpha^{m} = -0.1998^{**}$ (0.1971) | $\alpha^{m} = -0.1844^{***}$ (0.1066) | $\alpha^{m} = -0.1134^{***}$ (0.0731) | $\alpha^{m} = -0.3619^{***}$ (0.1416) | $\alpha^{m} = -0.136/**$ (0.1234) |
| TRFt | $\substack{\hat{\beta}_1 = 0.2079^{***} \\ (0.0728)}$ | $\hat{\beta}_1 = 0.1087^{**}$ (0.0945) | $\substack{\hat{\beta}_1 = 0.4187^{***} \\ (0.1298)}$ | $\hat{\beta}_1 = 0.3314^{***}$ (0.1337) | $ \hat{\beta}_1 = 0.4494^{***} \\ (0.2422) $ | $ \hat{\beta}_1 \!\!=\!\! 0.4028^{***} \\ (0.1405) $ | $ \hat{\beta}_1 {=} 0.2725^{***} \\ (0.1031) $ | $\hat{\beta}_1 = 0.3975^{***}$ (0.1575) | $\substack{\hat{\beta}_1 = 0.3443^{***} \\ (0.1576)}$ |
| AMO. | $\hat{\theta}_1 = 0.4437^{***}$ (0.1104) | $\hat{\theta}_1 = 0.9816^{***}$ (0.2916) | - | $\hat{\theta}_1 = 0.6538^{***}$ (0.3482) | - | $\hat{\theta}_1 = 0.9584^{***}$ (0.3259) | $\hat{\theta}_1 = 0.5739^{***}$ (0.2848) | - | $\hat{\theta}_1 = 0.8787^{***}$ (0.4019) |
| | $\hat{\theta}_2 = -0.2068^{***}$ | $\hat{\theta}_2 = -0.7072^{***}$ | - | $\hat{\theta}_2 = -0.3783^{**}$ | $\hat{\theta}_1 = 1.1644^{***}$ | - | - | - | - |
| AMO | - | - | - | - | - | - | $\hat{\theta}_2 = 0.3212^{**}$ | - | - |
| PDO. | - | - | - | - | - | $\hat{\theta}_2 = -0.0601$ | $\hat{\theta}_3 = 0.0610^*$ | - | - |
| PDO. 4 | $\hat{\theta}_3 = -0.207^{**}$ | - | - | - | - | - | $\hat{\theta}_4 = -0.0587 *$ (0.0596) | - | - |
| NPI. | - | - | - | - | - | - | - | $\hat{\theta}_1 = -0.0029$ (0.0256) | - |
| NAM | - | - | - | - | - | $\hat{\theta}_3 = 0.1294^{***}$ (0.0710) | $\hat{\theta}_5 = 0.0205$ (0.0482) | - | - |
| NAM _{t-2} | - | - | - | - | - | - | $\hat{\theta}_6 = 0.0059$ (0.0389) | - | - |
| NAO _t | - | - | - | - | $\hat{\theta}_2 = 0.8921 *** $ (0.2535) | $\hat{\theta}_4$ =0.2563*** (0.1487) | $\hat{\theta}_7 = 0.1262^{**}$ (0.1019) | - | - |
| SOI _t | $\hat{\theta}_4$ =-0.0560*** (0.0216) | - | - | - | | $\hat{\theta}_5 = 0.0601$ (0.0915) | $\hat{\theta}_8$ =-0.0519 (0.0645) | $\hat{\theta}_2$ =-0.1943*** (0.0754) | - |
| SOI _{t-1} | - | - | - | - | $\hat{\theta}_3 = 0.1663*$ (0.1691) | - | - | - | - |
| IOD _t | - | $\hat{\theta}_3 = 0.2400^{***}$ (0.1258) | - | $\hat{\theta}_3 = 0.1121$ (0.1572) | - | - | - | - | - |
| IOD _{t-1} | - | - | $\hat{\theta}_1 = 0.1833^{**}$ (0.1490) | - | - | - | - | $\hat{\theta}_3 = 0.1696*$ (0.1730) | - |
| IOD _{t-2} | - | $\hat{\theta}_4$ =-0.1411** (0.1324) | - | - | - | - | - | - | - |
| SAM _t | - | - | $\hat{\theta}_2 = 0.1071 *$ (0.1185) | $\hat{	heta}_4$ =0.1187* (0.1299) | - | - | - | - | - |
| SAM _{t-1} | - | - | $\hat{\theta}_3$ =-0.0586 (0.1217) | - | - | - | - | $\hat{	heta}_4$ =-0.0604 (0.1326) | - |
| SAM _{t-2} | - | $\hat{\theta}_5 = -0.0325$ (0.1031) | - | - | - | - | - | - | - |
| VOLCt | $\hat{\theta}_5 = 0.0537 *** \\ (0.0354)$ | $\hat{\theta}_6$ =-0.0832* (0.0901) | - | - | - | - | - | - | - |
| VOLC _{t-1} | - | - | - | $\hat{\theta}_5 = 0.2181^{***}$ (0.1499) | - | - | - | - | - |
| VOLC _{t-2} | - | - | - | $\hat{\theta}_6 = -0.2310^{**}$ (0.1849) | - | - | $\hat{\theta}_9 = -0.0758$ (0.0986) | $\hat{\theta}_5 = 0.0863$ (0.1217) | - |
| VOLC _{t-3} | - | - | - | $\hat{\theta}_7 = 0.2139^{***}$ (0.1481) | - | - | - | - | - |
| y_{t-1}^o | $\begin{array}{c} \hat{\varphi}_1 = 0.3299^{***} \\ (0.1741) \end{array}$ | $\begin{array}{c} \hat{\varphi}_1 {=} 0.5953^{***} \\ (0.1676) \end{array}$ | $\hat{\varphi}_1 = -0.0055$ (0.2081) | $\hat{\varphi}_1=0.3378^{***}$ (0.1897) | $\begin{array}{c} \hat{\varphi}_1 {=} 0.2210^{***} \\ (0.1572) \end{array}$ | $\hat{\varphi}_1$ =0.0296 (0.1679) | $\hat{\varphi}_1 = 0.0646$ (0.1991) | $\hat{\varphi}_1=0.3579^{***}$ (0.1748) | $\hat{\varphi}_1 = 0.0890$ (0.1959) |
| y_{t-2}^o | $\hat{\varphi}_2 = 0.1085$ (0.1371) | - | - | - | - | - | - | - | - |
| R2 | 0.92 | 0.71 | 0.58 | 0.69 | 0.50 | 0.64 | 0.67 | 0.76 | 0.37 |
| Prueba estadística | - | - | - | T4 | - | - | T1 | - | - |

Cuadro 6. Parámetros de regresión $\hat{\alpha}^m$, $\hat{\beta}_1$, $\hat{\theta}_i$ y $\hat{\varphi}_i$ asociados al FRT y a los modos de variabilidad en los modelos finales de la regresión auxiliar para cada dominio usando la TSM del HadCRUT4.

Nota y pruebas estadísticas iguales que en el Cuadro 7.

| Región/ Término | Gbl | Ama | Aus | Chi | FuN | FnW | Mex | SAF | USA |
|---------------------------|---|---|--|--|---|---|---|--|---|
| I CI IIIIIO | $\hat{\alpha}^{m}_{-0.0927***}$ | $\hat{\alpha}^{m}$ 0 2764*** | $\hat{\alpha}^{m}$ 0 3373*** | $\hat{\alpha}^{m} = 0.0467$ | $\hat{\alpha}^{m}$ 0 2041** | $\hat{\alpha}^{m}$ 0.1071** | $\hat{\alpha}^{m}$ 0 1137*** | $\hat{\alpha}^{m} - 0.0636$ | $\hat{\alpha}^{m}$ 0.0697 |
| $\widehat{\alpha}^m$ | (0.0525) | (0.1002) | (0.1078) | (0.0878) | (0.1980) | (0.1064) | (0.0728) | (0.0802) | (0.1174) |
| | $\hat{\beta}_1 = 0.1966^{***}$ | $\hat{\beta}_1 = 0.4479^{***}$ | $\hat{\beta}_1 = 0.5208^{***}$ | $\hat{\beta}_1 = 0.3195^{***}$ | $\hat{\beta}_1 = 0.5134^{***}$ | $\hat{\beta}_1 = 0.4273^{***}$ | $\hat{\beta}_1 = 0.2597^{***}$ | $\hat{\beta}_1 = 0.2149^{***}$ | $\hat{\beta}_1 = 0.3272^{***}$ |
| TRFt | (0.0831) | (0.1528) | (0.1487) | (0.1393) | (0.2461) | (0.1476) | (0.1040) | (0.1114) | (0.1522) |
| AMO. | $\hat{\theta}_1 = 0.3722^{***}$ (0.1168) | $\hat{\theta}_1 = 1.0312^{***}$ (0.2585) | - | $\hat{\theta}_1 = 0.5039^{***}$ (0.3874) | - | $\hat{\theta}_1 = 0.9333^{***}$ (0.3400) | $\hat{\theta}_1 = 0.5749^{***}$ (0.2857) | - | $\hat{\theta}_1 = 0.9128^{***}$ (0.3925) |
| | $\hat{H} = 0.2611 * * *$ | $\hat{H} = 0.5876***$ | | $\hat{\theta} = 0.2496$ | $\hat{\theta} = 1.0800 * * *$ | (| (, | | (|
| AMO_{t-1} | (0.1341) | (0.2663) | - | (0.4045) | (0.6282) | - | - | - | - |
| AMO _{t-3} | - | - | - | - | - | - | $\hat{\theta}_2 = 0.2567^{**}$ (0.2509) | - | - |
| PD0 _t | - | - | - | - | - | $\hat{\theta}_2 = -0.0399$ (0.0855) | $\hat{\theta}_3 = 0.0927 ***$ (0.0639) | - | - |
| PDO _{t-1} | $\hat{\theta}_3 = -0.0134$ (0.0198) | - | - | - | - | - | $\hat{\theta}_4$ =-0.0480 (0.0596) | - | - |
| NPI _t | - | - | - | - | - | - | - | $\hat{\theta}_1 = -0.0093$ (0.0232) | - |
| NAM _t | - | - | - | - | - | $\hat{\theta}_3=0.1422^{***}$ (0.0741) | $\hat{\theta}_5 = 0.0199$ (0.0476) | - | - |
| NAM _{t-2} | - | - | - | - | - | - | $\hat{\theta}_6 = 0.0007$ (0.0387) | - | - |
| NAO _t | - | - | - | - | $\hat{\theta}_2 = 0.9205^{***}$ (0.2548) | $\hat{\theta}_4 = 0.2494^{***}$ (0.1554) | $\hat{\theta}_7 = 0.1156^{**}$ (0.1007) | - | - |
| S0I _t | $\hat{\theta}_4$ =-0.0474*** (0.0231) | - | - | - | | $\hat{\theta}_5 = 0.0657$ (0.0950) | $\hat{\theta}_8 = -0.0448$ (0.0638) | $\hat{\theta}_2 = -0.1522^{***}$ (0.0674) | - |
| <i>SOI</i> _{t-1} | - | - | - | - | $\hat{\theta}_3 = 0.1640*$ (0.1694) | - | - | - | - |
| IOD _t | - | $\hat{\theta}_3$ =0.2194*** (0.1111) | - | $\begin{array}{c} \hat{\theta}_3 {=} 0.1854{**} \\ (0.1751) \end{array}$ | - | - | - | - | - |
| IOD _{t-1} | - | - | $\hat{\theta}_1 = 0.1748^{**}$ (0.1485) | - | - | - | - | $\hat{\theta}_3 = 0.1132$ (0.1563) | - |
| IOD _{t-2} | - | $\hat{\theta}_4$ =-0.1004* (0.1147) | - | - | - | - | - | - | - |
| SAM _t | - | - | $\hat{\theta}_2 = 0.0932$ (0.1175) | $\hat{\theta}_4 = 0.1657 ** \\ (0.1457)$ | - | - | - | - | - |
| SAM _{t-1} | - | - | $\hat{\theta}_3 = -0.0787$ (0.1201) | - | - | - | - | $\hat{\theta}_4 = 0.0166$ (0.1216) | - |
| SAM _{t-2} | - | $\hat{\theta}_5 = -0.0985^{**}$ (0.0908) | - | - | - | - | - | - | - |
| VOLCt | $\hat{\theta}_5 = 0.0647^{***}$ (0.0381) | $\hat{\theta}_6 = -0.0783*$ (0.0794) | - | - | - | - | - | - | - |
| VOLC _{t-1} | - | - | - | $\hat{\theta}_5 = 0.2464^{***}$ (0.1668) | - | - | - | - | - |
| VOLC _{t-2} | - | - | - | $\hat{\theta}_6 = -0.2090^{**}$ (0.2066) | - | - | $\hat{\theta}_9 = -0.0848*$ (0.0974) | $\hat{\theta}_5 = 0.0887$ (0.1091) | - |
| VOLC _{t-3} | - | - | - | $\hat{\theta}_7 = 0.1952^{**}$ (0.1648) | - | - | - | - | - |
| y_{t-1}^o | $\hat{\varphi}_1=0.4232^{***}$ (0.1812) | $\hat{\varphi}_1=0.3829^{***}$ (0.1805) | $\hat{\varphi}_1 = 0.0265$ (0.2088) | $\hat{\varphi}_1 = 0.2637^{***}$ (0.1926) | $\hat{\varphi}_1=0.2096^{***}$ (0.1567) | $\hat{\varphi}_1 = 0.0167$ (0.1718) | $\hat{\varphi}_1 = 0.1174$ (0.2035) | $\hat{\varphi}_1=0.2699^{***}$ (0.1853) | $\hat{\varphi}_1 = 0.0901$ (0.1940) |
| y_{t-2}^o | $\begin{array}{c} \hat{\varphi}_1 = 0.1413^{***} \\ (0.1505) \end{array}$ | - | - | - | - | - | - | - | - |
| R2 | 0.93 | 0.90 | 0.68 | 0.62 | 0.51 | 0.63 | 0.69 | 0.55 | 0.38 |
| Prueba estadística | Т3 | - | - | T6 | - | - | - | - | - |

Cuadro 7. Similar al cuadro 6, pero para la TSM del GISTEMP.

Nota: t - j corresponde al j rezago anual aplicado a la variable, $\hat{\alpha}^m$ es el sesgo, $\hat{\beta}_1$ es la respuesta del clima transitorio, $\hat{\theta}_i$ es el coeficiente asociado a la variable independiente i. Nivel de significancia: 10 % (*), 5 %(**), 1 %(***). ±2 errores estándar aparecen entre paréntesis. Los acrónimos son como en la figura 1.

Pruebas estadísticas: T1: Punto de quiebre desconocido (prueba Quandt-Andrews), T2: Autocorrelación (prueba Breusch-Godfrey), T3: Autocorrelación (prueba Q), T4: Forma de la regresión (prueba Ramsey RESET), T5: Heteroscedasticidad (prueba White), T6: Heteroscedasticidad (prueba ARCH), T7: Heteroscedasticidad (prueba McLeod-Li), T8: Normalidad (prueba Jarque-Bera), T9: Normalidad (prueba Anderson-Darling).

Desempeño de los MCG

Al continuar con la segunda parte de la aplicación de la metodología (véase sección 6.2), el desempeño de los MCG se evalúa al reemplazar, en los modelos de regresión, el FRT por la respuesta modelada al FRT, $\overline{y_t^m}$, del experimento *Historical* del CMIP5. En todos los casos, $\overline{y_t^m}$ se refiere a la media del ensamble de cada MCG, así como el ensamble multi-modelo. Hay que notar que el CMIP5 es un "ensamble de oportunidad" y que el número de miembros disponibles para el ensamble varía entre los MCG (Taylor, 2012). Esto puede afectar los resultados de análisis estadísticos que se usan para comparar o combinar MCG, tales como la evaluación del desempeño de modelos y la generación probabilística de escenarios (Stephenson *et al.*, 2012; Knutti *et al.*, 2010; Tebaldi y Knutti 2007). Como es discutido por Notz (2015), esto se complica aún más por el hecho de que sólo hay una realización del clima observado que no necesariamente representa la media del proceso generador de datos. La siguiente ecuación ilustra la aplicación de la ecuación (29) para el dominio de México al considerar los datos del HadCRUT4 o del GISTEMP (la especificación es la misma para ambos modelos de regresión):

$$y_t^o = \hat{\alpha}^m + \hat{\beta}_1 \overline{y_t^m} + \hat{\theta}_1 AMO_t + \hat{\theta}_2 AMO_{t-3} + \hat{\theta}_3 SOI_t + \hat{\theta}_4 PDO_t + \hat{\theta}_5 PDO_{t-1} + \hat{\theta}_6 NAO_t + \hat{\theta}_7 NAM_t + \hat{\theta}_8 NAM_{t-2} + \hat{\theta}_9 VOLC_{t-2} + \hat{\varphi}_1 y_{t-1}^o + \zeta_t$$
(30)

La estabilidad del parámetro $\hat{\beta}_1$ y la forma funcional de la regresión se evaluaron con las pruebas de Quandt-Andrews (Andrews, 1993) y Ramsey RESET (Ramsey 1969), respectivamente. Las pruebas proporcionan evidencia empírica para evaluar si las tendencias de calentamiento observado y simulado tienen características y magnitudes similares. Los cuadros C a T (disponibles en https://figshare.com/s/8fe5d6b9038ab68c9263) reportan los parámetros estimados y los resultados de una batería de pruebas aplicadas para evaluar la robustez estadística de los modelos de regresión para diferentes dominios y bases observacionales de la TSM. Esos resultados se resumen en la figura 8.

En caso de haber permanencia estructural en el parámetro $\hat{\beta}_1$ y que la forma funcional de la regresión sea lineal, entonces se evalúa si hay una sobre/subestimación de la tasa de calentamiento observado en el largo plazo. La prueba de *Wald* se aplicó para evaluar si la magnitud de las tasas de calentamiento observado y simulado es estadísticamente similar. En casos donde el modelo de regresión incluye términos dependientes rezagados, el coeficiente $\hat{\beta}_1$ solo representa el cambio inmediato y no el efecto total (de largo plazo). La respuesta climática de largo plazo está dada por $\frac{\hat{\beta}_1}{(1-\sum_{l=1}^p \hat{\varphi}_l)}$, de esta forma si las tasas de calentamiento observado y modelado son similares entonces $\frac{\hat{\beta}_1}{(1-\sum_{l=1}^p \hat{\varphi}_l)}$ sería igual a 1. La prueba de *Wald* se formula con las hipótesis nula y alternativa: $H_0: \hat{\beta}_1 = (1 - \sum_{l=1}^p \hat{\varphi}_l)$ y $H_A: \hat{\beta}_1 \neq (1 - \sum_{l=1}^p \hat{\varphi}_l)$. En la mayoría de los casos, p = 1, ya que solo se necesita el primer término rezagado de la variable dependiente para tener en cuenta la autocorrelación en el componente de error. Esas pruebas se aplicaron a todas las regiones y bases de datos observadas. El nivel de significancia estadística para la prueba fue del 5 %.

Al considerar los datos del HadCRUT4 (GISTEMP), solo 12 (8) de los 21 MCG, más la media del ensamble multi-modelo, producen regresiones en las cuales el parámetro $\hat{\beta}_1$ es estable y por lo tanto los modelos reproducen la tendencia observada del calentamiento en al menos el 50 % de los dominios (cuadros en gris y en negro en la figura 8). Los MCG que reproducen satisfactoriamente la tendencia en respuesta al FR en las dos bases de datos observadas de la TSM, para al menos la mitad de los dominios, son el CanESM2, EC-EARTH, FGOALS-g2, GISS-E2-H, HadCM3, MPI-ESM-LR y el multi-modelo. Los dominios para los cuales al menos la mitad de los MCG pueden reproducir la tendencia del calentamiento son Gbl, Mex, USA, Aus, SAf y Ama. En contraste, EuN, EuW y Chi son los dominios donde los MCG fallan comúnmente en reproducir las características de la



tendencia de calentamiento, ya sea debido a la presencia de un cambio estructural y/o por la forma funcional de la regresión diferente a la lineal.

Figura 8. Resultados de la prueba de Wald sobre el parámetro $\hat{\beta}_1$ de la regresión (6). Los paneles a) y b) muestran los resultados para la serie anual de la TSM del HadCRUT4 y del GISTEMP, respectivamente.

Cuadros en negro y gris indican que el resultado de la hipótesis nula $\hat{\beta}_1 = (1 - \sum_{l=1}^p \hat{\varphi}_l)$ es aceptado o rechazado, respectivamente. Cuadros en blanco con dos dígitos indican la fecha estimada de cambio estructural en $\hat{\beta}_1$ y con X que es incorrecta la forma funcional. *, ** y *** denotan la significancia estadística del parámetro $\hat{\beta}_1$ al 10 %, 5 % y 1 %, respectivamente. Acrónimos como en la Figura 1.

Los resultados dependen de la base de datos observacional de la TSM, como también sucede para las métricas clásicas. La diferencia es más común en regiones donde hay más datos faltantes. Diferencias en cobertura espacial y continuidad temporal, así como en el procesamiento de datos y llenado de vacíos, pueden generar discrepancias en las tendencias de calentamiento de cada base de datos. Por ejemplo, HadCRUT4 tiende a mostrar un calentamiento mayor en más dominios en la segunda parte del siglo XX que GISTEMP (Figura 9). Esas diferencias son mayores en regiones localizadas en el hemisferio sur, donde la cobertura de datos es más dispersa, y son menores en regiones con mayor cantidad de datos, p. ej. USA y Europa. Las diferencias en la cobertura de datos y en la calidad probablemente también influyen en los resultados mostrados en la figura 8.



Figura 9. Series anuales de anomalías de la TSM del HadCRUT4 y GISTEMP (línea gruesa negra y roja, respectivamente), de realizaciones de 21 MCG del experimento Historical del CMIP5 (líneas delgadas de colores) y media del ensamble de cada MCG (líneas gruesas de colores) para nueve regiones en el periodo 1910-2005. Acrónimos como en la Fig. 1.

La habilidad de los MCG para reproducir la magnitud del calentamiento observado varía entre regiones y depende de la base de datos que se use, de la capacidad de los MCG para simular la distribución espacial del calentamiento y factores relacionados al FR. La estabilidad del parámetro no es satisfecha para la mayoría de los MCG (>50 %) que no pueden reproducir la tendencia del calentamiento observado (ver Figura 8); este problema ocurre en los siguientes dominios: EuW y EuN para GISTEMP y en EuW, EuN, Chi y Ama para HadCRUT4. En esos dominios, los MCG tienden a simular una tasa de calentamiento mayor a la observada.

La discrepancia entre las tasas de calentamiento observada y modelada ha sido discutida en la literatura. Al respecto existen tres hipótesis principales: por la variabilidad natural de baja frecuencia y procesos de retroalimentación; por factores externos no contabilizados en el FRT o cambios en sus tasas de crecimiento, y por deficiencias en las bases de datos de temperatura (ver Estrada y Perron, 2017). Sin embargo, la pausa observada en el calentamiento que se presentó a finales del siglo XX fue causada probablemente por una combinación de múltiples factores y no puede ser atribuida a uno en particular. Para algunos de los MCG, la sobrestimación de la tendencia de calentamiento inicia en la década de 1970, pero es más pronunciada a partir de la década de 1990, como muestran los resultados de la prueba aplicada de cambio estructural (Figura 8). Los hallazgos encontrados son acordes con lo reportado por Fyfe et al. (2013) quienes concluyen que los MCG del CMIP5, con los forzantes prescritos, no reproducen la pausa de calentamiento observado de 1998 a 2012. Más aún, la mayoría de esos MCG tiende a sobrestimar la tendencia de calentamiento en décadas recientes comparada con las observaciones (Kim et al., 2012). Esta sobrestimación de la tendencia de calentamiento observado podría estar relacionada con la limitada capacidad de los MCG para simular adecuadamente procesos de retroalimentación regional, p. ej. la amplificación del Ártico, la cual es más pronunciada desde los 1990s, y a una variedad de procesos de retroalimentación local y remota (Gillett et al., 2008; Cohen et al., 2019) p. ej. retroalimentación por cubierta de hielo, nieve o nubes, así como a varios forzantes potenciales detrás de las diferencias en el calentamiento observado y simulado en la parte final del siglo XX. La existencia de

64

factores externos no considerados en el FRT, o cambios en sus tasas de crecimiento, ha sido propuesta como una explicación posible de la pausa de calentamiento observado a finales del siglo XX (Estrada *et al.*, 2013c; Steinman *et al.*, 2015).

Once de los 22 MCG son capaces de reproducir tanto la tendencia observada en respuesta al FRT como la magnitud de la tasa de calentamiento para al menos el 30 % de los dominios analizados. En el caso de la base del HadCRUT4, los MCG son: CNRM-CM5, HadCM3, CSIRO-Mk3-6-0, CSIRO-Mk3L-1, GISS-E2-H, MIROC5 y el multi-modelo, mientras que para la base del GISTEMP son: ACCESS1.0, ACCESS1.3, NorESM1-M, MIROC-ESM y el multi-modelo. Los dominios para los cuales al menos el 40 % de los MCG son capaces de reproducir la tendencia y la magnitud de calentamiento de los datos observacionales son Gbl, Aus, SAf y Ama, mientras que para dominios en el hemisferio norte la mayoría de los MCG tienden a sobrestimar significativamente la tasa de calentamiento ($\hat{\beta}_1 < 1$), por los factores antes mencionados.

7.2. Experimentos con el Modelo termodinámico del clima global

En los experimentos con el MTCg se aplicaron configuraciones en las que se activaron (on) y desactivaron (off) opciones del FR por CO_2 y/o retroalimentadores del clima (Cuadro 8) para analizar la respuesta de la temperatura superficial global y en México. Los datos históricos de concentración anual de CO₂, para incluir el efecto del FR antropogénico, se tomaron de los usados el MCG GISS (disponibles en en: https://data.giss.nasa.gov/modelforce/ghgases/CMIP5/CO2_OBS_1850-2005.lpl), que inician en el año 1850 con una concentración de 285.2 ppm y alcanzan 379.3 ppm en 2005. El MTCg se corrió para un periodo de estabilización numérica (o spinup) inicial de 70 años en cada experimento, con un valor fijo de CO₂=285.2 ppm, y posteriormente la simulación prosiguió con incrementos mensuales a partir del año 1851 y hasta el 2005.

Asimismo, los experimentos se corrieron para dos variantes en el cálculo de la temperatura superficial del mes previo, utilizada como parte de la ecuación (26), calculada

65

como la temperatura superficial del mes previo (*tpsn*) más la desviación de la temperatura superficial mensual en el mes previo (*tpsdn*): i) variante *VM*; la *tpsn* y la *tpsdn* del mes previo son calculadas por el MTCg, ii) variante *MA*; la *tpsn* del mes previo es ingresada o prescrita en la simulación a partir de datos observados pre-procesados del HadCRUT4 en tanto que la *tpsdn* se calcula internamente por el modelo.

Cuadro 8. Configuración de experimentos realizados con el MTCg cuando se activan (on) o desactivan (off) forzantes y/o retro-alimentadores del clima.

| | Forzante | Retro-alimentador | | | | | |
|-------------|----------|-------------------|-------|-------------|--|--|--|
| Experimento | CO2 | Vapor de agua | Nubes | Hielo/nieve | | | |
| b | off | off | off | off | | | |
| С | off | off | on | off | | | |
| d | off | on off | | off | | | |
| е | off | on | on | off | | | |
| f | On | off | off | off | | | |
| g | On | on | off | off | | | |
| h | On | off | on | off | | | |
| j | On | on | on | off | | | |
| k | On | on | on | on | | | |

Con base en datos de anomalía mensual de la temperatura superficial observada del HadCRUT4, se obtuvieron las componentes principales (CP) y las funciones empíricas ortogonales (FEO) del periodo 1850 a 2018. Se identificó que la primera CP/FEO representa la señal temporal y el patrón espacial del calentamiento antropogénico observado, mientras que otras componentes, que se relacionan con modos de variabilidad como la AMO, la PDO o el ENSO, tenían inmerso parte de la tendencia de calentamiento por lo que esa señal se transfirió a la primera CP/FEO con la aproximación de Chen et al. (2017) de rotación de CP/FEO por parejas de modos mezclados. Las anomalías mensuales se reconstruyeron sin considerar la primera CP/FEO, mediante:

$$F = \sum_{j=2}^{c} \overrightarrow{CP_j} \left(FEO_j \right)$$

donde c son las componentes consideradas, c < n; n es el total de meses de los datos. A la anomalía mensual reconstruida, sin el calentamiento antropogénico, se le sumó la
temperatura del periodo base 1961-1990 del HadCRUT4, se remalló bilinealmente a la resolución espacial del MTCg (1.875° Lon x 1.915° Lat) y el resultado se guardó como datos binarios para ingresarlo al MTCg.

El promedio del campo de anomalía de la temperatura superficial en el experimento *VM-j* muestra un rango de -0.2 °C a 0.4 °C (Figura 10b), próximo al rango del campo promedio observado del HadCRUT4 de 1851 a 2005 (Figura 10a), aunque con una distribución espacial diferente. El calentamiento simulado es mayor en latitudes altas, siendo más intenso hacia el polo sur, y se genera un enfriamiento en el norte/oeste del Pacífico así como al este/sur del continente asiático, probablemente debido al efecto de enfriamiento por albedo de las nubes.

En tanto que en el experimento *MA-j* el rango varía entre 0.1 °C a 1.3 °C y presenta un gradiente de calentamiento sin estructura, al no mostrar los patrones asociados al transporte por el viento, ya que la temperatura presenta un aumento suave del ecuador y trópicos hacia latitudes altas en ambos hemisferios (Figura 10c), siendo mayor sobre continente que en océano. Bajo los dos experimentos, el calentamiento generado por el MTCg alrededor del polo sur no se muestra en las observaciones.

La diferencia entre los experimentos al inicio del periodo de modelación (1851) se relaciona con la estabilización de la simulación alcanzada al final de la etapa de *spin-up*, bajo las diferentes configuraciones y considerando una concentración constante de CO₂. El último mes del *spin-up* (diciembre de 1850) se usa como el mes previo para continuar con la simulación a partir de enero de 1851, con incrementos del CO₂ en los experimentos que tienen activo el FR. De esta forma, se considera que las anomalías calculadas por el modelo son con respecto al periodo pre-industrial.



Figura 10. Campo de anomalía de la TSM promedio (°C) del periodo 1851 a 2005, a) observada del HadCRUT4, b) obtenida con el MTCg del experimento VM-j, c) con el experimento MA-j. En el lado izquierdo se indica el promedio global de anomalía para cada panel. La anomalía observada es con respecto a 1961-1990 y la modelada con respecto al periodo pre-industrial.

Al parecer, los experimentos (b, c, d, e) que no incluyen el FR por CO₂ y solo consideran el efecto de los retro-alimentadores de las diferentes fases del agua (Figura 11a y b), generan un error sistemático; posiblemente debido al error de truncación impuesto en el método de relajación usado en la solución de la ecuación elíptica del MTCg, p. ej., el resultado esperado de la simulación es una anomalía de 0 °C cuando los retro-alimentadores y el forzamiento están desactivados (experimento VM-b). La serie anual de anomalías de la TSM, con la variante *VM*, muestra que es prácticamente constante bajo los experimentos *b-e* durante la simulación, como se observa para el dominio global (Figura 11a); resultados similares se obtienen para el dominio de México. En tanto que la TSM para este mismo conjunto de experimentos, con la variante *MA*, presenta variabilidad cuasi-estacionaria, reflejo de la influencia de la temperatura superficial observada del HadCRUT4 que es prescrita al modelo, sin evidencia clara de una tendencia de aumento de la TSM en el largo plazo (Figura 11b).

Los experimentos con variante *VM*, que incluyen el FR por CO₂ y retro-alimentadores (f, g, h, j, k), representan una tendencia de incremento suave de la TSM, con mayor intensidad a partir de la década de 1970. En ausencia de los retro-alimentadores (experimento f), el forzamiento por si solo incrementa la temperatura superficial en aproximadamente 0.25 °C al 2005. Al incorporar la retro-alimentación por vapor de agua (experimento g), el calentamiento aumenta a 0.6 °C; en cambio, al incorporar el forzamiento y la retroalimentación por nubes únicamente (experimento h) la respuesta es prácticamente similar al experimento f. La retroalimentación combinada de vapor de agua y nubes (experimento j) produce una anomalía de la TSM de 0.75 °C.

El calentamiento al 2005 debido al FR y los tres retro-alimentadores (experimento k) llega a ser de 0.8 °C, aproximadamente 0.2 °C por arriba del observado que es con respecto al periodo 1961-1990. En esta configuración, la anomalía calculada al inicio de la simulación (1851) es de 0.1 °C, lo que es 0.3 °C mayor que el experimento en el que solo se incluye vapor de agua y nubes, así como del observado; lo cual indica que la retroalimentación debido a la cubierta de hielo es una de las mejoras para continuar desarrollando en el modelo. El análisis del conjunto de experimentos *f*-*k* es similar para la variante *MA*, con la diferencia de que se intensifica la señal y adiciona variabilidad a la TSM.



Figura 11. Serie anual 1851 a 2005 de la anomalía de la TSM global, obtenida con el MTCg con respecto al periodo pre-industrial. Panel a) experimentos con variante VM, panel b) con variante MA. La anomalía del HadCRUT4 es con respecto al periodo 1961-1990.

Del conjunto de experimentos, los que consideran el vapor de agua intensifican el calentamiento. Esto es acorde con el supuesto de que la ventana de transparencia atmosférica entre, aproximadamente, las longitudes de onda de 8 µm a 13 µm, por la que escapa la radiación de onda larga desde la superficie hacia el espacio, tiende a cerrarse. Lo anterior se debe a que la banda de absorción del vapor de agua dentro de esta ventana (que al no estar saturada forma un "alféizar", como lo muestra la Figura 3b) se ensancha

por el proceso de retroalimentación. De esta forma se reduce el área de la ventana y por lo tanto el flujo de radiación de onda larga hacia el espacio exterior, derivando en un calentamiento del sistema climático.

El experimento *k*, con la variante *VM* y la activación del FR con los tres retroalimentadores, muestra la respuesta más intensa de calentamiento en el largo plazo (Figura 11a). Esto se debe al efecto combinado del forzamiento que se intensifica por los retro-alimentadores. En tanto que bajo la variante *MA*, el experimento *j* es el que resulta en los mayores valores de la TSM y supera al experimento *k*, debido a un efecto de enfriamiento causado por el albedo de la cubierta de hielo y nieve.

Al remover la media 1851-2005 en cada una de las series anuales de anomalías de la TSM, se tiene que la anomalía sistemática obtenida en los experimentos que omiten el FR por CO₂ es próxima entre las configuraciones. La anomalía en estos casos es cercana a 0 °C bajo la variante *VM* u oscila en torno a 0 °C bajo la variante *MA* (Figura 12a y b) para el dominio de México; resultados similares se encuentran para el dominio global.

En los experimentos *VM-j* y *MA-j* para México son similares las anomalías de la TSM con media removida (Figura 12a), ya sea que la temperatura superficial del mes previo se prescriba externamente o la calcule el modelo, con diferencias entre las dos series antes y después de la década de 1930. Se percibe que la tendencia de largo plazo y su magnitud, cuando se activa el FR por CO₂ con los retro-alimentadores por nubes y vapor de agua, con respecto a otras configuraciones, es acorde con el calentamiento observado a escala planetaria y en México, con respecto al periodo 1961-1990. Estos hallazgos refuerzan la confianza en el MTCg para modelar la respuesta futura del sistema climático planetario ante variaciones en el CO₂ de los escenarios de trayectoria de concentraciones representativas (RCP, por sus siglas en inglés), cuando el modelo calcula internamente la temperatura superficial del mes previo. Los resultados y análisis en el dominio global son similares a los presentados para México.

71



Figura 12. Serie anual 1851 a 2005 de la anomalía de la TSM en México, con la media removida 1851-2005. Panel a) experimentos con variante VM, panel b) con variante MA.

La señal de calentamiento es similar entre los experimentos *VM-g* y *VM-k*, lo que sugiere que el vapor de agua tiene mayor efecto de retro-alimentación positiva y éste se ve compensado cuando se activa la retro-alimentación por hielo. Esa condición se acentúa en la parte final de la simulación entre los experimentos *MA-g* y *MA-k*. En ambas variantes, la anomalía es de menor magnitud que el experimento *j* que omite el retro-alimentador de hielo. Esto reafirma la necesidad de mejorar los procesos de retro-alimentación en el modelo, particularmente el debido a la cubierta de hielo. Asimismo, se identifica que el MTCg representa limitadamente el patrón espacial observado de calentamiento y omite la representación de la variabilidad natural de baja frecuencia, aún en la variante *MA* en donde se encuentra implícita en la temperatura observada prescrita.

7.3. Atribución estadística

Las pruebas de co-tendencia (véase sección 6.3) se aplicaron para evaluar si cuatro series anuales (*r*=4) comparten una tendencia temporal no lineal común a escala global, en México y/o en otras regiones terrestres subcontinentales. Las series consideradas son el FRT, el FR por los GEI bien mezclados en la atmósfera (WMGHG), la TSM del HadCRUT4 y la TSM simulada, ya sea por los MCG del CMIP5, el WRF-climático o el MTCg.

7.3.1. Atribución con series de tiempo de los MCG

- Prueba de Bierens

Se acepta la hipótesis nula de la existencia de tres vectores de co-tendencia en México entre los cuatro vectores o series de tiempo (FRT, WMGHG, TSM del HadCRUT4 y TSM de cada uno de los 21 MCG bajo el experimento *Historical* del CMIP5 (véase sección 6.1.2)), y se rechaza la hipótesis alternativa de que existan cuatro vectores de co-tendencia entre las series. La conclusión se acepta al ser el estadístico $n^{1-\alpha} \hat{\lambda}_r$ menor al valor que determina la región crítica del 10 % de la prueba estadística (Figura 13), independientemente si la prueba de co-tendencia se aplica a las series con media o tendencia removida. La cercanía del estadístico a la región crítica no tiene implicaciones en el resultado para aceptar o rechazar la hipótesis nula.

La prueba de Bierens (2000) resulta en la existencia de tres vectores de co-tendencia en cada uno de los nueve dominios considerados (Cuadro 9). De esta forma, las cuatro series de tiempo comparten solo una tendencia determinística temporal no lineal común de largo plazo en cada uno de los dominios, y las combinaciones lineales de las series son estacionarias alrededor de una tendencia lineal.



Figura 13. Resultados para la hipótesis nula de la existencia de 3 vectores de co-tendencia, en el dominio de México, de la prueba de Bierens aplicada a cuatro series anuales: FRT, WMGHG, TSM del HadCRUT4 y TSM de 21 MCG bajo el experimento Historical del CMIP5, cuando se remueve la media o la tendencia en las series.

La línea horizontal indica la región crítica del 10 % del estadístico para el caso de la prueba aplicada a series con media o tendencia removida.

En la región de China se identifica una relación inversa entre la tendencia no lineal de la TSM de los MCG ACCESS1-0, ACCESS1-3, GFDL-CM3, HADGEM2-ES y MIROC5 con la tendencia no lineal del FRT, WMGHG y HadCRUT4. Si se retoma la interpretación de Holmes (2010) en que las series se mueven juntas en el tiempo cuando hay una tendencia positiva, y por lo tanto es opuesta con una tendencia negativa, la evidencia sugiere que esos MCG no son capaces de representar el calentamiento en respuesta al FRT simulado en China.

En la figura 14 se ejemplifica la relación entre tendencias no lineales. La relación es proporcional en el experimento *Historical* del CMIP5 porque se espera que los MCG simulen la tendencia de calentamiento de largo plazo como respuesta al FR total (Figura 14a). Bajo el experimento *Natural* (excluye el FR debido a la influencia antropogénica) se espera que la relación sea inversa con la TSM observada, el FRT y los WMGHG, al resultar una TSM modelada que subestima el calentamiento al final de la serie (Figura 14b).



Figura 14. Representación de la relación entre la tendencia no lineal del FR total (línea negra) con a) la tendencia no lineal del MCG FGOALS-g2 (línea marrón) bajo el experimento Historical del CMIP5 y b) la tendencia no lineal de la TSM del MCG CSIRO-Mk3-6-0 bajo el experimento Natural, en el dominio de China.

También se confirman tres vectores de co-tendencia en los nueve dominios al aplicar la prueba de Bierens a las cuatro series, donde la TSM corresponde a cada uno de 13 MCG bajo el experimento *Natural* del CMIP5 (Cuadro 10). Para estas series, se espera que sea inversa la relación entre la tendencia no lineal de los MCG bajo el experimento *Natural* con la tendencia de las otras tres series; esto es, que los MCG con FR natural no simulen el calentamiento observado de largo plazo. No obstante, para algunos MCG hay una relación proporcional con el resto de las series, cuando se remueve la media; el número de modelos aumenta cuando se remueve la tendencia. Este sentido de la relación es un

indicio de la existencia de un potencial calentamiento simulado por algunos MCG en respuesta solo al FR natural, p. ej. el MCG FGOALS-g2.

Cuadro 9. Número de vectores de co-tendencia de la prueba de Bierens (2000) entre las series anuales del FRT, los WMGHG, la TSM del HadCRUT4 y la TSM de 21 MCG bajo el experimento Historical del CMIP5, para nueve dominios. Nivel de significancia del 10 %. Las celdas en gris representan una relación inversa entre tendencias no lineales de las series.

| | Gł | ol | Am | na | Au | IS | Cł | ni | Eu | N | Eu | w | М | ex | SA | ſ | US | 5A |
|---------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| Región/MCG | dMe | dTr |
| ACCESS1-0 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| ACCESS1-3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| CanESM2 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| CCSM4 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| CNRM-CM5 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| CSIRO-Mk3-6-0 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| CSIRO-Mk3L-1 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| EC-EARTH | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| FGOALS-g2 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| GFDL-CM3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| GISS-E2-H | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| GISS-E2-R | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| HadCM3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| HadGEM2-ES | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| IPSL-CM5A-LR | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| IPSL-CM5A-MR | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| MIROC5 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| MIROC-ESM | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| MPI-ESM-LR | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| MPI-ESM-MR | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| NorESM1-M | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |

Nota: dMe y dTr se refieren a series de TSM con media o tendencia removida, respectivamente. Los acrónimos como en la Fig. 1.

Las pruebas de co-tendencia también permiten conocer el desempeño de los MCG para modelar la respuesta al FR en la TSM, con la ventaja de no tener que incluir explícitamente modos de variabilidad natural. El desempeño de los MCG se infiere a partir de la existencia o no de una tendencia temporal no lineal común entre las series. En el caso de la TSM bajo el experimento *Historical* del CMIP5, los MCG son capaces de representar la respuesta al FRT, que incluye la influencia antropogénica, en la mayoría de las regiones. Estos resultados son similares a los encontrados por Estrada et al (2013b) a nivel global, quienes proporcionan evidencia que apoya el hecho de que los modelos climáticos pueden simular precisamente la respuesta del sistema climático a cambios en factores de forzantes externos, incluso si es rápido o abrupto, y por lo tanto da más confianza en su habilidad para producir escenarios proyectados de cambio climático creíbles. La mayoría de los MCG no son capaces de simular la tendencia observada de calentamiento cuando solo consideran el FR natural.

Cuadro 10. Igual al cuadro 9, pero para la TSM de 13 MCG bajo el experimento Natural del CMIP5. En este caso, las celdas en gris representan una relación proporcional entre tendencias no lineales de las series.

| | Gł | bl | Am | na | Au | IS | Cł | ni | Eu | N | Eu | w | Me | ex | SA | ſ | US | 5A |
|---------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| Región/MCG | dMe | dTr |
| ACCESS1-3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| CanESM2 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| CCSM4 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| CNRM-CM5 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| CSIRO-Mk3-6-0 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| FGOALS-g2 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| GFDL-CM3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| GISS-E2-H | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| GISS-E2-R | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| HadGEM2-ES | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| IPSL-CM5A-LR | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| IPSL-CM5A-MR | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |
| MIROC-ESM | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |

Nota: igual al cuadro 9.

Los resultados de la prueba de Bierens (2000) indican que las cuatro series tienen tendencia estacionaria no lineal. Al ser aceptada la hipótesis nula de la existencia de tres combinaciones lineales entre las cuatro series, estacionarias alrededor de una tendencia lineal, sugiere que las series comparten una tendencia determinística temporal no lineal común. Estos resultados estadísticos proporcionan evidencia empírica para sustentar que la tendencia de calentamiento observada en el periodo 1910-2005, a escala global y continental (IPCC, 2007 y 2013), también está presente en el dominio de México, al igual que en otras regiones subcontinentales, con una significancia estadística del 10 %.

- Prueba de Guo y Shintani

Se evalúa el grado de co-tendencia débil (r_2) de la prueba Guo y Shintani (2012) (véase sección 6.3.2) debido a que las series del FR total y WMGHG son mejor representadas como procesos determinísticos que estocásticos. Pruebas de raíz unitaria sobre la temperatura muestran que no existe tendencia estocástica (véase capítulo de Introducción y antecedentes), por esta razón se omite del análisis el grado de cotendencia fuerte (r_1) ya que implicaría la existencia de una raíz unitaria y se contrapondría a lo reportado en la literatura.

La prueba de Guo y Shintani (2012) se aplicó a una dimensión de cuatro series anuales del periodo 1910 a 2005 (TSM modelada, TSM observada, FRT y WMGHG), con media removida para la TSM. Dado que resultan tres vectores de co-tendencia débil, $r_2 = 3$, invariantes para cada uno de los MCG, tanto bajo el experimento *Historical* como *Natural* del CMIP5 y en los nueve dominios considerados, se omite la representación de los resultados. La conclusión se mantiene al aplicar el procedimiento pareado o el conjunto bajo diferente combinación de restricciones, probablemente por el número de datos (96 años) que mejoran la convergencia de la prueba al aumentar el tamaño de la muestra a un número mayor de 50 datos, como lo señalan Guo y Shintani (2012).

Lo anterior implica la existencia de una tendencia determinística común entre las cuatro series, que resulta de la diferencia entre la dimensión (r=4) y r_2 . Los resultados son una evidencia de que está presente un cambio estructural, tanto en la TSM observacional como en la simulada por los MCG bajo los dos experimentos, por las condiciones de la prueba y porque las series de temperatura superficial y el FR están caracterizados por quiebres en sus funciones de movimiento (Estrada y Perron, 2014).

Los resultados reafirman que hay tres vectores de co-tendencia entre las cuatro series, al igual que en la prueba de Bierens (2000), solo que la prueba de Guo y Shintani (2012) no indica el número de tendencias determinísticas no lineales existentes y no distingue el sentido de la relación entre las tendencias.

7.3.2. Atribución con series de tiempo de varios MCR

Se aplicaron pruebas de co-tendencia de Bierens (2000) y Guo y Shintani (2012) a cuatro series de tiempo: TSM observacional del HadCRUT4 en el dominio de México, TSM generada con el MCR WRF (véase sección 6.5), el FRT y los WMGHG. La serie anual de la TSM se obtuvo a partir de i) la simulación con el WRF, corrido con condiciones iniciales y de frontera de la primera realización del MCG MIROC5 bajo el experimento *Historical* del CMIP5, y ii) otros MCR considerados en el proyecto CORDEX para Centro América, usados para reducir dinámicamente la escala espacial de la primera realización de los MCG bajo el experimento *Historical* (Cuadro 11).

| MCR/Características | WRF | RCA4 | RegCM | RegCM | | | |
|---------------------|--------------------|-------------------------------|------------------------------------|---|--|--|--|
| Resolución (Km) | 50 | 50 | 50 | 25 | | | |
| Temporalidad | Horaria | Diaria | | | | | |
| Periodo | 1970-2005 | 1971-2005 | | | | | |
| MCG padre | MIROC5 | HadGEM2-ES | HadGEM2-ES MPI-ESM-MR | HadGEM2-ES MPI-ESM-MR GFDL-ESM2M | | | |
| Resolución del MCG | 1.4008° x 1.40625° | 1.25° x 1.875° | 1.25° x 1.875° 1.8653° x 1.875° | 1.25° x 1.875° 1.8653° x 1.875° 2.0° x 2.5° | | | |
| Fuente | Propio | CORDEX, Centro América. ICTP. | | | | | |

Cuadro 11. Características de los MCR usados para generar las series de TSM.

Nota: RegCM (The Regional Climate Model system). RCA4 (The Rossby Centre regional climate model).

Las series de tiempo de la TSM de los MCR muestran un patrón similar al de la TSM del MCG padre que los forza. Los MCR agregan mayor detalle o variabilidad interanual en

algunos años cuando la resolución de la celda de malla del MCR es de 25 km en comparación con la de 50 km (Figura 15).





Figura 15. Ejemplo de series anuales del FRT, WMGHG y la TSM reducida de escala a: a) 50 km ó b) 25 km con el MCR forzado con un MCG del experimento Historical del CMIP5 para el dominio de México.

La prueba de Bierens (2000) aplicada a las cuatro series de tiempo, con 35 datos anuales (1971 a 2005), resulta en tres vectores de co-tendencia con la mayoría de los MCR cuando se remueve la media en la series de TSM. La excepción se presenta con los MCR RCA4 y WRF (Cuadro 12), independientemente de la resolución espacial, en que se aprueba la

hipótesis alternativa de la existencia de cuatro vectores de co-tendencia, lo que implica que las cuatro series son estacionarias para estos casos. Se obtienen cuatro vectores de co-tendencia con todos los MCR cuando se aplica la prueba a las series de TSM con tendencia removida; esto señala que las series tienen tendencia lineal estacionaria.

Los resultados difieren de los obtenidos en las pruebas aplicadas a los mismos MCG debido a que son más cortas las series de tiempo de la TSM de los MCR, 1971 a 2005, y el quiebre en la tendencia que se presenta a escala global en la década de 1960 no es capturado en la serie de los MCR. En tanto que el cambio en la tendencia que se da a partir de mediados de la década de 1990 está cerca del extremo final de la serie y la prueba estadística no lo identifica o no es significativo cuando se remueve la tendencia, por lo que las series se aproximan a un comportamiento de crecimiento lineal.

Cuadro 12. Número de vectores de co-tendencia en el dominio de México, identificados con la prueba de Bierens (2000) aplicada a las series anuales del FRT, los WMGHG, la TSM del HadCRUT4 y la TSM de 7 MCR. Nivel de significancia del 10 %. Se indica el MCG que forza al MCR bajo el experimento Historical del CMIP5.

| MCP | MCG | Resolución | TSM con media | TSM con tendencia removida | | |
|-------|------------|------------|---------------|-------------------------------|--|--|
| IVICK | Forzador | (km) | removida | | | |
| RCA4 | HadGEM2-ES | 50 | 3 | 4 | | |
| RegCM | GFDL-ESM2M | 25 | 4 | 4 | | |
| RegCM | HadGEM2-ES | 25 | 3 | 4 | | |
| RegCM | HadGEM2-ES | 50 | 3 | 4 | | |
| RegCM | MPI-ESM-MR | 25 | 3 | 4 | | |
| RegCM | MPI-ESM-MR | 50 | 3 | 4 | | |
| WRF | MIROC5 | 50 | 4 | 4 | | |

Nota: RegCM (The Regional Climate Model system). RCA4 (The Rossby Centre regional climate model).

Los resultados de la prueba de Guo y Shintani (2012) consistentemente señalan que hay tres vectores de co-tendencia débil entre las cuatro series, independientemente del procedimiento y la restricción aplicada a la prueba, lo que implica que hay solo una tendencia determinística común, aunque no existen elementos para concluir que esa tendencia sea no lineal.

7.3.3. Atribución con series de tiempo del MTCg

Se aplicó la prueba de Bierens (2000) para evaluar el número de vectores de co-tendencia entre cuatro series anuales de 1910 a 2005: FRT, los WMGHG, la TSM observada del HadCRUT4 y la TSM simulada con el MTCg. En el caso de la TSM del MTCg, se consideraron los experimentos *b-k* bajo las variantes *VM* y *MA*.

La prueba estadística establece la existencia de tres vectores de co-tendencia entre las cuatro series anuales, independientemente de la configuración del MTCg, tanto para el dominio global como para México, con una significancia estadística del 10 %. Los resultados de co-tendencia se completan con el análisis de la relación entre tendencias no lineales de las series que proporciona la prueba estadística. Dado que los experimentos *b-e* no incluyen el FR por CO₂ aquí la simulación se relaciona principalmente con errores sistemáticos de truncación del modelo. La tendencia no lineal de las series de los experimentos *b-e* con media/tendencia removida, en la mayoría de los casos, es de cientos y hasta miles de veces la tendencia no lineal de alguna de las otras series, independientemente de la variante *VM* o *MA* en el dominio global o de México (Cuadro 13 y 14, respectivamente). En esos experimentos, la anomalía es menor a centésimas de grado cuando se remueve la media. La relación entre la tendencia no lineal de las otras series.

En los experimentos f-k que incluyen el FR por CO₂ y/o retro-alimentadores, la tendencia no lineal del MTCg es proporcional con la tendencia no lineal de las otras tres series. En este conjunto de configuraciones, la tendencia no lineal de la TSM modelada es menos de diez veces la tendencia no lineal de alguna de las otras series, con los valores más pequeños para el experimento j, que considera el forzamiento y retro-alimentadores por vapor y por nubes.

82

Cuadro 13. Relación entre la tendencia no lineal de la serie anual del FRT, WMGHG o HadCRUT4 con la serie de la TSM de los experimentos del MTCg con variante VM para el dominio global, cuando se remueve la media/tendencia. En gris se marca la relación inversa entre tendencias.

| Experimento | TSM o | on media rer | novida | TSM con tendencia removid | | | | |
|-------------|-----------|--------------|-----------|---------------------------|----------|----------|--|--|
| (MTCg) | FRT | WMGHG | HadCRUT4 | FRT | WMGHG | HadCRUT4 | | |
| VM-b | -7,630.10 | -11,852.42 | -2,865.42 | 1,488.76 | 2,310.06 | 284.67 | | |
| VM-c | 13,643.64 | 21,193.71 | 5,123.75 | 1,562.22 | 2,424.05 | 298.72 | | |
| VM-d | 2,736.82 | 4,251.32 | 1,027.79 | 464.24 | 720.34 | 88.77 | | |
| VM-e | 873.60 | 1,357.02 | 328.07 | 347.33 | 538.95 | 66.42 | | |
| VM-f | 7.04 | 10.93 | 2.64 | 6.74 | 10.46 | 1.29 | | |
| VM-g | 2.95 | 4.58 | 1.11 | 3.17 | 4.92 | 0.61 | | |
| VM-h | 6.42 | 9.98 | 2.41 | 6.14 | 9.53 | 1.18 | | |
| VM-j | 2.33 | 3.62 | 0.87 | 2.63 | 4.08 | 0.51 | | |
| VM-k | 3.01 | 4.67 | 1.13 | 3.48 | 5.40 | 0.67 | | |

Cuadro 14. Igual que el cuadro 13, pero con variante MA en los experimentos y para el dominio de México.

Los resultados de la prueba de Bierens sugieren la existencia de tres vectores de cotendencia entre las cuatro series. Al considerar el signo y magnitud de la relación entre tendencias no lineales, se infiere que el MTCg tiene la habilidad para modelar el calentamiento antropogénico observado, con un nivel de significancia del 10 %, para los experimentos que incorporan el FR por CO₂. La habilidad aumenta si se considera que la relación entre las tendencias no lineales se aproxima a 1 cuando se incluye el efecto de los retro-alimentadores de nubes y vapor de agua, en los dos dominios considerados.

| Experimento | | Media remo | vida | Tendencia removida | | | | |
|-------------|---------|------------|----------|--------------------|--------|----------|--|--|
| (MTCg) | FRT | WMGHG | HadCRUT4 | FRT | WMGHG | HadCRUT4 | | |
| MA-b | -179.96 | -279.55 | -56.83 | -37.94 | -58.87 | -3.11 | | |
| MA-c | -164.83 | -256.03 | -52.05 | -34.19 | -53.06 | -2.80 | | |
| MA-d | -774.04 | -1,202.35 | -244.42 | -8.00 | -12.42 | -0.65 | | |
| MA-e | 123.50 | 191.83 | 39.00 | -6.44 | -9.99 | -0.52 | | |
| MA-f | 6.97 | 10.83 | 2.20 | 7.83 | 12.15 | 0.65 | | |
| MA-g | 2.61 | 4.06 | 0.83 | 4.44 | 6.89 | 0.38 | | |
| MA-h | 6.46 | 10.04 | 2.04 | 7.31 | 11.34 | 0.60 | | |
| MA-j | 2.00 | 3.10 | 0.63 | 3.75 | 5.82 | 0.33 | | |
| MA-k | 3.19 | 4.96 | 1.01 | 16.99 | 26.36 | 1.41 | | |

La prueba de co-tendencia de Guo y Shintani (2012) resulta en la existencia de tres vectores de co-tendencia débil (*r2*) entre las cuatro series para el dominio global y para México, indistintamente del experimento del MTCg o si se remueve la media/tendencia. Lo anterior deriva en que hay solo una tendencia determinística común compartida entre las cuatro series, aunque la prueba no brinda elementos para concluir que esa tendencia sea no lineal.

8. Conclusiones

Se aplicaron pruebas estadísticas para atribuir la influencia antropogénica en la serie anual de la temperatura superficial observada o modelada a escala subcontinental para el periodo de 1910 a 2005. Las pruebas son a partir de métodos estadísticos econométricos de co-tendencia y permiten evaluar características comunes que comparten las series de tiempo de la temperatura observada/modelada con el FRT que incluye la influencia antropogénica. Los métodos econométricos y de series de tiempo son recurrentemente aplicados en estudios climáticos (Tol y de Vos, 1993; Harvey y Mills, 2002; Qu, 2011; Estrada *et al.*, 2013b; Estrada y Perron, 2014).

Se demuestra que la señal de la influencia antropogénica está presente en la serie anual de la temperatura superficial en México. La conclusión se deriva del análisis de los resultados de las pruebas de co-tendencia de Bierens (2000) y de Guo y Shintani (2012), aplicadas al conjunto de cuatro series de tiempo: el FRT que considera la influencia natural y antropogénica, el FR de los GEI bien mezclados en la atmósfera, la TSM observacional del HadCRUT4 y la TSM modelada. La TSM simulada corresponde a cada uno de 21 MCG bajo el experimento *Historical* del CMIP5 o de 13 MCG bajo el experimento *Natural*, la obtenida con varios MCR en modo climático o la generada en experimentos con el MTCg.

Las pruebas indican la existencia de tres vectores de co-tendencia entre las cuatro series, cuando la TSM modelada se obtiene de simulaciones que consideran el FRT. Los resultados obtenidos al aplicar la prueba de Bierens (2000) indican que las cuatro series tienen una tendencia estacionaria no lineal. Al ser aceptada la hipótesis nula de la existencia de tres combinaciones lineales estacionarias alrededor de una tendencia lineal entre las cuatro series, sugiere que éstas comparten una tendencia determinística temporal no lineal común. Este comportamiento tendencial brinda evidencia empírica para sustentar que la tendencia de calentamiento superficial observado en el periodo 1910-2005, a escala global y continental (IPCC, 2007 y 2013), también está presente en el dominio de México, al igual que en la mayoría de las regiones subcontinentales analizadas, con una significancia estadística del 10 %. A partir de los resultados obtenidos al aplicar la

prueba de Guo y Shintani (2012) se confirma que hay tres vectores de co-tendencia entre las cuatro series, solo que ésta prueba no indica el número de tendencias determinísticas no lineales existentes y no distingue el sentido de la relación entre las tendencias.

Al aplicar las pruebas estadísticas, considerando la TSM modelada solo con el FR natural o que omite el forzamiento antropogénico, se encuentran tres vectores de co-tendencia entre las cuatro series. Al profundizar en los resultados de la prueba de Bierens (2000) se identifica que la tendencia no lineal de la TSM modelada de la mayoría de los MCG, en diversas regiones subcontinentales, es inversa con respecto a la tendencia no lineal de cada una de las otras tres series. Esto sugiere que las series se mueven en forma opuesta, así que mientras crece el FRT, la TSM modelada decrece. No obstante, hay relación positiva para algunas series modeladas en algunos dominios, lo que indica un potencial calentamiento o errores sistemáticos cuando los MCG omiten la influencia antropogénica en el forzamiento.

Por otra parte, se mantiene el reto de la atribución del cambio climático en México en un periodo menor a 50 años. Es menos evidente la señal de calentamiento de la TSM al regionalizar la escala espacial con el MCR WRF climático, a partir de CI/CF del MCG MIROC5 para el periodo de 1971 a 2005, o en general cuando se consideran otros MCR con datos disponibles para ese mismo periodo. Las pruebas estadísticas identifican más de tres vectores de co-tendencia entre el conjunto de cuatro series probablemente porque: i) el quiebre en la tendencia que se presenta a escala global en la década de 1960 no es capturado en las series de los MCR, y/o ii) el cambio en la tendencia que se presenta desde mediados de la década de 1990 está cerca del extremo final de las series. Los resultados de la prueba de Bierens (2000) no identifican el cambio o éste no es significativo cuando se remueve la tendencia, por lo que las series se aproximan a un comportamiento de crecimiento lineal.

El MTCg permite realizar experimentos para estudiar los procesos físicos de la respuesta del calentamiento del sistema climático, con un costo computacional bajo en comparación con los MCG. Los resultados muestran que la señal de calentamiento asociada solo al FR

86

del CO₂ es alrededor de un tercio del calentamiento observado al año 2005. El calentamiento se intensifica al incluir el efecto de retro-alimentación del vapor de agua. A lo largo de la simulación, iniciada en 1851, el vapor de agua reduce el área de la ventana de libre flujo de radiación de onda larga al espacio exterior y, por lo tanto, el flujo de radiación de onda larga al espacio, derivando en la intensificación de un calentamiento del sistema climático.

La respuesta del MTCg cuando se activa el FR por CO₂ con los retro-alimentadores por nubes y vapor de agua, resulta en una tendencia de largo plazo y magnitud de calentamiento acordes con el calentamiento observado a escala global y en México, con respecto al periodo 1961-1990. Estos hallazgos refuerzan la confianza en el MTCg para modelar la respuesta futura del sistema climático ante variaciones del CO₂ bajo los RCP. Entre las mejoras que se pueden hacer al MTCg está robustecer el esquema de retroalimentación por hielo y la parametrización de la función de calentamiento por condensación.

Con respecto a la evaluación del desempeño de los MCG, la metodología nueva desarrollada introduce mejoras relevantes en comparación con métricas clásicas. Dicha metodología permite evaluar formalmente dos de los aspectos más relevantes para las proyecciones de cambio climático: 1) si la tendencia en respuesta al FRT de un MCG particular es compatible con las observaciones, y 2) si la magnitud de la respuesta al FRT es similar al de las observaciones. Esta nueva aproximación se basa en pruebas estadísticas formales que proveen evidencia empírica que permite discriminar entre los MCG disponibles, los cuales: 1) son capaces de reproducir adecuadamente la tendencia observada del calentamiento, y 2) subestiman, sobrestiman o estiman correctamente la magnitud de la respuesta al FRT. La metodología propuesta permite evaluar el desempeño de los MCG para reproducir la tendencia observada de calentamiento con métodos multivariados en los que se toman en cuenta los efectos combinados de la variabilidad natural. Las mejoras en la evaluación de los MCG pueden ser de particular importancia para la toma de decisiones, en aplicaciones de evaluación de impactos, vulnerabilidad y adaptación o para detectar áreas de oportunidad para mejorar los MCG actuales.

87

Anexo I. Archivo de control namelist.wps

```
&share
wrf core = 'ARW',
max dom = 2,
start date = '1984-01-01 00:00:00','1984-01-01 00:00:00',
end_date = '1985-12-31 18:00:00', '1985-12-31 18:00:00',
! start date = '1950-01-01 03:00:00', '1952-01-01 03:00:00',
! end date = '1950-01-01 21:00:00', '1952-12-31 21:00:00',
interval seconds = 21600
io form geogrid = 2,
/
&geogrid
           =
                  1, 1,
parent id
parent grid ratio = 1,
                       З,
i parent start =
                  1, 23,
                       19,
j parent start = 1,
                = 90, 85, ! 120
e we
e sn
                = 50, 58, ! 100 ! !
......
! The default datasets used to produce the HGT M, GREENFRAC,
! and LU INDEX/LANDUSEF fields have changed in WPS v3.8. The
HGT M field
! is now interpolated from 30-arc-second USGS GMTED2010, the
GREENFRAC
! field is interpolated from MODIS FPAR, and the
LU INDEX/LANDUSEF fields
 ! are interpolated from 21-class MODIS.
 ! To match the output given by the default namelist.wps in WPS
v3.7.1,
! the following setting for geog data res may be used:
 1
 ! geog data res =
'qtopo 10m+usqs 10m+nesdis greenfrac+10m', 'gtopo 2m+usgs 2m+nesdis
_greenfrac+2m,
 1
 1
! geog data res = 'default', 'default',
!geog data res = '5m','30s','30s',
!!geog data res = '1g','30s','30s',
geog data res = '10m', '5m', '30s',
!geog_data res = '2m', '30s',
```

```
!geog data res =
'gtopo 2m+usgs 2m+nesdis greenfrac+2m', 'gtopo 30s+usgs 30s+nesdis
greenfrac+30s',
!geog data res =
'qtopo 10m+usgs 10m+nesdis greenfrac 10m', 'gtopo 30s+usgs 30s+nesd
is greenfrac+30s',
 dx = 150000,
 dy = 150000,
map_proj = 'mercator', ! For ARW, accepted projections are
\hat{a} \in \tilde{a} \in \tilde{a}, \hat{a} \in \tilde{a} , and \hat{a} \in \tilde{a} \in \tilde{a} \in \tilde{a}.
 ref lat = 20.0, ! 5.0,
 ref lon = -90.,
 truelat1 = 0.0,
 truelat2 = 0.0,
 stand lon = -90.,
  geog data path = '/home/Migue/zDoctorado/zGeo WPS/geogV3.7'
                                !
                                      0 = cylindrical equidistant
                                !
                                       1 = Mercator
                                !
                                       3 = Lambert conformal conic
                                !
                                       4 = Gaussian
                                !
                                       5 = Polar stereographic
/
&ungrib
out format = 'WPS',
prefix = 'FILE', ! *** Descomentar para procesar todos los
campos. Asegurar que Vtable es para el total de datos
! prefix = 'SST', ! *** Descomentar para procesar solo SST.
Asegurar que Vtable es Vtable.SST
/
&metgrid
! fg name = 'FILE' ! *** Descomentar para procesar TODOS los
campos meteorologicos
fg_name = 'FILE', 'SST' ! *** Descomentar para procesar SST en
combinacion con los otros campos
! constants name = 'FILE:2000-01-30 06' ! ** No es necesario.
Descomentar para SST
io form metgrid = 2,
opt output from metgrid path
='/home/Migue/zDoctorado/zMirocF/WRFV3 C/run'
```

Anexo II. Archivo de control namelist.input

&time control = 0, run days = 0, run hours run minutes = 0, = 0, run seconds = 1974, 1974, 2000, start year start month = 01, 01, 01, 01, start day = 01, 24, = 00, 00, start hour 03, 00, start minute = 00, 00, 00, start second = 00, 00, = 1, 1, 00,! tstart = 1979, 1979, 2000, end year end month = 12, 12, 01, end day = 31, 31, 25, 18, end hour = 18, 12, end minute = 00,00, 00, = 00, end second 00, 00, = 21600 interval seconds input from file = .true.,.true.,.true., history interval = 60, 60, 60, frames per outfile = 1, 1, 1, ! restart = .true., restart interval = 144000, io form history = 2 = 2 io form restart io form input = 2 io form boundary = 2 debug level = 0 auxinput4 inname = "wrflowinp d<domain>", auxinput4 interval = 360, 360, io form auxinput4 = 2, / &domains = 405, time step time_step fract num = 0, time step fract den = 1, max dom = 2, i parent start = 1, 23, 1, 19, j parent start = e we = 90, 85, ! 120 = 50, 58, ! 100 ! El dominio se descompone e sn "patch" en el numero de procesadores. El boundary width debe estar contenido en cada patch. reducir el numero de procesadores o el width para solucionar el problema

= 40, 40, 35, ! Cambie e vert a 50 Turing = 3000, ! cambie de 5 a p top requested 3000 190305. cambie a 3000 Turing = 27 ! 18,num metgrid levels num metgrid soil levels = 2 = 150000, 50000, 1000,dx = 150000, 50000, 1000,dy = 1, 2, 3,grid id parent id = 0, 1, 2, = 1, parent grid ratio З, 4, parent time step ratio = 1, 3, 16, = 0, feedback smooth option = 0 hypsometric opt = 2, !2, Cambio de 2 a 1190305 use adaptive time step = .true. step to output time = .true. target cfl = 1.8,1.8,1.8, ! cambie a 1.2 Turing = 0.84,0.84, ! Agregue 0.84 en target hcfl anidado 190305 = 50,90,50, ! Cambie a 60 max step increase pct Turing starting time step = 405,80,4, = 900,250,6, max time step = 200, 25, 1, min time step / &physics = 4, 4, 4, mp physics = 24, ra lw physics 24, 1, = 24, 24, ra sw physics 2, = 50, ! Balancear entre res. radt celda y posible tiempo de mp https://www.tdx.cat/bitstream/handle/10803/401501/AMT 4de10.pdf?se quence=4&isAllowed=y swint opt = 1, ! Activar si radt<historyInterval https://www.tdx.cat/bitstream/handle/10803/401501/AMT 4de10.pdf?se quence=4&isAllowed=y = 21600, ! Cambie de 10800 a 21600 !cam abs freq s 190305. 10800 ! http://murdoch-atmos.wikidot.com/wrf = 59 ! Incluir si se activa !levsiz ra lw physics=3 En http://murdoch-atmos.wikidot.com/wrf !paerlev = 29 ! Incluir si se activa ra lw physics=3 En http://murdoch-atmos.wikidot.com/wrf !cam abs dim1 = 4 ! Incluir si se activa ra lw physics=3 En http://murdoch-atmos.wikidot.com/wrf = 40 ! cam abs dim2=e vert ! Incluir !cam abs dim2 si se activa ra sw physics=3 En http://murdochatmos.wikidot.com/wrf Cambie a 50 Turing

sf sfclay physics = 2, 2, 1, ! Cambie de 2 a 1, para que se active isfflx 190305 sf surface physics 2, = 2, 2, bl pbl physics = 2, 2, 1, ! Cambie de 2 a 1, para que este acorde a sf sfclay physics bldt = 0, Ο, Ο, = 16, Ο, cu physics 16, = 5, cudt 5, 5, isfflx = 1, ! only works for sf sfclay physics = 1,5,7,11 ifsnow = 0, icloud = 1, ! only works for ra_sw/lw_physics = 1,4 surface input source = 1, = 4, num soil layers = 0, sf urban physics Ο, maxiens = 1, = 3, maxens maxens2 = 3, maxens3 = 16, ensdim = 144,sst update = 1, ! Reads lower boundary file periodically to update the sea-surface temperature. For long-period simulations. wrflowinp d0n created by real.exe usemonalb = .true. ! to use monthly albedo input = 1, ! 190314 from J.Evans script, this slope rad turns on slope effects for ra sw physics. En http://murdochatmos.wikidot.com/wrf tmn update = 1, ! update deep soil temperature (1, yes; 0, no) for multi-year future-climate runs. Used with lagday lagday = 150, ! days over which tmn is computed using skin temperature. Averaging time in days sst skin = 1, ! adds diurnal cycle to sea-surface temperature. diurnal water temp update bucket mm = 100., ! a more accurate way to accumulate water and energy for long-run budgets. bucket reset value for rainfall bucket J = 1.e9, ! bucket reset value for radiation fluxes / &dynamics w damping = 1, diff opt = 1, km opt = 4, ! Cambie de 4 a 1 190314 Ο, diff 6th opt = 2, 2, !0, Ο, ! Cambie de 0 a 2 http://forum.wrfforum.com/viewtopic.php?f=6&t=10527 = 0.25, 0.25, !0.12, 0.12,diff 6th factor 0.12, base temp = 290. = 3, damp opt = 3000., 3000., 5000., ! zdamp Cambie de 5 a 3000 190305

```
dampcoef
khdif
kvdif
non hydrostatic
                                   = .true., .true., .true.,
                                           1, 1,
1, 1,
                                  = 1,
= 1,
moist adv opt
scalar adv opt
/
&bdy_control
spec_bdy_width
                                  = 9,
                                  = 1,
spec zone
relax zone
                                  = 8,
                                 = 0.33, ! 190314 Mejia, curso
spec_exp
INECC
specified
                                  = .true., .false.,.false.,
                                   = .false., .true., .true.,
nested
/
&namelist_quilt
nio tasks per group = 0,
nio_groups = 1,
```

```
/
```

9. Referencias

- Adem, J. (1962). On the theory of the general circulation of the atmosphere. *Tellus*.
 14. 102-115.
- Adem, J. (1964). On the physical basis for the numerical prediction of monthly and season temperatures in the troposphere-ocean-continent system. *Monthly weather review*. 92, 91-104.
- Adem, J. (1965). Experiments aiming at monthly and seasonal numerical weather prediction. *Monthly Weather Review*. Vol. 93, No. 8. 495-503.
- Adem, J. (1982). Simulation of the annual cycle of climate with a thermodynamic numerical model. *Geofísica Internacional*. 21, 229-247.
- Adem, J. (1997). Obras tomo I. El Colegio Nacional. México. Pp 613.
- Altamirano, M.A., F. Estrada y C. Gay-García. (2021). A new method for assessing the performance of general circulation models based on their ability to simulate the response to observed forcing. Aceptado para bublicación en *Journal of Climate*. DOI: 10.1175/JCLI-D-20-0510.1
- Andrews, D. W. K. (1993). Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*. 61:821–856.
- Annan, J. D., y J.C. Hargreaves. (2011). Understanding the CMIP3 multimodel ensemble. *Journal of Climate*, 24(16), 4529–4538. https://doi.org/10.1175/2011JCLI3873.1
- Ashcroft, L., D.J. Karoly, y J. Gergis. (2014). Southeastern Australian climate variability 1860–2009: a multivariate analysis. *International Journal of Climatology*, 34, 1928– 1944. DOI: 10.1002/joc.3812
- Baur, D. (2003). What is co-movement?. Technical report, European Comission, Joint Research Centre, Institute for the Protection and the Security of the Citizen, Technological and Economic Risk Management Unit.
- Bierens H.J. (2000). Nonparametric nonlinear cotrending analysis, with an application to interest and inflation in the United States. *Journal of Business and Economic Statistics*. Vol. 18, No. 3, 323-337.

- Bindoff, N.L., P.A. Stott, K.M. AchutaRao, M.R. Allen, N. Gillett, D. Gutzler, K. Hansingo, G. Hegerl, Y. Hu, S. Jain, I.I. Mokhov, J. Overland, J. Perlwitz, R. Sebbari y X. Zhang. (2013): Detection and Attribution of Climate Change: from Global to Regional. In: *Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* [Stocker, T.F., D. Qin, G.-K. Plattner, M. Tignor, S.K. Allen, J. Boschung, A. Nauels, Y. Xia, V. Bex and P.M. Midgley (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA.
- Brönnimann S., E. Xoplaki, C. Casty, A. Pauling, y J. Luterbacher. (2007). ENSO influence on Europe during the last centuries. *Clim Dyn* (2007) 28:181–197DOI 10.1007/s00382-006-0175-z
- Brunetti M. y H. Kutiel. (2011). The relevance of the North-Sea Caspian Pattern (NCP) in explaining temperature variability in Europe and the Mediterranean. *Nat. Hazards Earth Syst. Sci.*, 11, 2881–2888. doi:10.5194/nhess-11-2881-2011
- Cervantes, P. (1978). Influencia del ozono estratosférico en el modelo termodinámico
 Adem. *Tesis licenciatura en física y matemáticas*. *Instituto Politécnico Nacional*. Pp. 100.
- Chan D., y Q. Wu. (2015). Attributing Observed SST Trends and Subcontinental Land Warming to Anthropogenic Forcing during 1979–2005. *Journal of Climate*. Vol. 28, pp 3152-3170.
- Chen, X., J.M. Wallace, y K-K Tung. (2017). Pairwise-Rotated EOFs of Global SST. J.
 Climate (2017) 30 (14): 5473–5489. https://doi.org/10.1175/JCLI-D-16-0786.1
- Chun-Fung J.L, Y. Zong-Liang, y R.A. Pielke. (2008). Assessment of three dynamical climate downscaling methods using the Weather Research and Forecasting (WRF) model. *Journal of Geophysical Research.* Vol. 113, D09112, doi:10.1029/2007JD009216.
- Cohen, J., y M. Barlow. (2005). The NAO, the AO, and global warming: How closely related? *Journal of Climate*, 18(21), 4498–4513. https://doi.org/10.1175/JCLI3530.1

- Cohen, J., X. Zhang, J. Francis, T. Jung, R. Kwok, J. Overland, T.J. Ballinger, U.S Bhatt, H.W. Chen, D. Coumou, S. Feldstein, H. Gu, D. Handorf, G. Henderson, M. Ionita, M. Kretschmer, F. Laliberte, S. Lee, H.W. Linderholm, y J. Yoon. (2019). Divergent consensuses on Arctic amplification influence on midlatitude severe winter weather. *Nature Climate Change*. 10, pages20–29(2020). https://doi.org/10.1038/s41558-019-0662-y
- Cowtan, K., Z. Hausfather, E. Hawkins, P. Jacobs, M. E. Mann, S. K. Miller, B. A. Steinman, M. B. Stolpe, y R. G. Way. (2015). Robust comparison of climate models with observations using blended land air and ocean sea surface temperatures. *Geophys. Res. Lett.* 42, 6526–6534, doi:10.1002/2015GL064888.
- Deser, C., A. S. Phillips, M. A. Alexander, y B. V. Smoliak, (2014). Projecting North American climate over the next 50 years: Uncertainty due to internal variability. *J. Clim.*, 27, 2271–2296, doi:10.1175/JCLI-D-13-00451.1
- de Beurs K.M., G.M. Henebry, B.C. Owsley, y I.N. Sokolik. (2018). Large scale climate oscillation impacts on temperature, precipitation and land surface phenology in Central Asia. *Environ. Res. Lett.* 13 (No. 065018). 1-14. https://doi.org/10.1088/1748-9326/aac4d0
- Dong X., S. Zhang, J. Zhou, J. Cao, L. Jiao, Z. Zhang y Y. Liu. (2019). Magnitude and Frequency of Temperature and Precipitation Extremes and the Associated Atmospheric Circulation Patterns in the Yellow River Basin (1960–2017), China. *Water* 2019, 11(11), 1-16; https://doi.org/10.3390/w11112334
- Enfield, D.B., A.M. Mestas-Nunez, y P.J. Trimble. (2001). The Atlantic Multidecadal Oscillation and its relationship to rainfall and river flows in the continental U.S., *Geophys. Res. Lett.*, 28: 2077-2080. https://doi.org/10.1029/2000GL012745
- Engle, R.F., y S. Kozicki. (1993). Testing for common features. *JBES* 11: 369–395.
- Englehart, P.J., y A.V. Douglas. (2002). Mexico's summer rainfall patterns: an analysis of regional modes and changes in their teleconectivity. *Atmósfera*, *15*, 147-164.
 Recuperado de: http://www.journals.unam.mx/index.php/atm/article/view/8497

- Englehart, P.J., y A.V. Douglas. (2004). Characterizing regional-scale variations in monthly and seasonal surface air temperature over México. *International Journal of Climatology*, 24, 1897–1909. doi: 10.1002/joc.1117. Recuperado de: http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/joc.1117/pdf
- Estrada F., y V.M. Guerrero. (2014). A new methodology for building local climate change scenarios: A case study of monthly temperature projections for Mexico City. *Atmosfera* 27.
- Estrada, F., V.M. Guerrero, y C. Gay-García. (2013a). A cautionary note on automated statistical downscaling methods for climate change. *Climatic Change*. 120:263–276. https://doi.org/10.1007/s10584-013-0791-7
- Estrada F., P. Perron, y B. Martínez-López. (2013b). Statistically derived contributions of diverse human influences to twentieth-century temperature changes. *Nature geoscience*. 1-6. DOI:10.1038/NGEO1999
- Estrada F., P. Perron, C. Gay-García, y B. Martínez-López. (2013c). A Time-Series Analysis of the 20th Century Climate Simulations Produced for the IPCC's Fourth Assessment Report. PLoS ONE 8(3): e60017. doi:10.1371/journal.pone.0060017
- Estrada F., y P. Perron. (2014). Detection and attribution of climate change through econometric methods. *Boletín de la Sociedad Matemática Mexicana* 20:107–136. DOI: 10.1007/s40590-014-0009-7.
- Estrada, F., y P. Perron. (2017). Extracting and analyzing the warming trend in global and hemispheric temperatures. *Journal of Time Series Analysis*, 38(5), 711–732. https://doi.org/10.1111/jtsa.12246
- Estrada, F. y P. Perron. (2019). Causality from long-lived radiative forcings to the climate trend. *Ann. N. Y. Acad. Sci.* 1436, 195–205. https://doi.org/10.1111/nyas.13923
- Estrada F., C. Gay, y A. Sánchez. (2010). Reply to 'Does temperature contain a stochastic trend? Evaluating conflicting results by Kaufmann et al. *Clim. Change* 101: 407–414.

- Fogt, R.L., D.H. Bromwich, y K.M. Hines. (2011). Understanding the SAM influences on the South Pacific–ENSO teleconnection. *Climate Dynamics*, 36, 1555– 1576. http://dx.doi.org/10.1007/s00382-011-1201-3
- Fyfe, J.C., N.P. Gillett, y F.W. Zwiers. (2013). Overestimated global warming over the past 20 years. *Nature Climate Change*. Vol 3. September 2013.
- Gay, C., F. Estrada, A. Sanchez. (2009). Global and hemispheric temperature revisited. *Clim Change*. 94: 333–349.
- Gillett, N.P., D.A. Stone, P.A. Stott, T. Nozawa, A.Y. Karpechko, G.C. Hegerl, M.F. Wehner, y P.D. Jones. (2008). Attribution of polar warming to human influence. *Nature Geoscience*. 1, pages750–754(2008). https://doi.org/10.1038/ngeo338
- GISTEMP Team. (2018). GISS Surface Temperature Analysis (GISTEMP). *NASA Goddard Institute for Space Studies*. Dataset accessed 2017-09-28
- Glahn, H.R., y D.A. Lowry. (1972). The Use of Model Output Statistics (MOS) in Objective Weather Forecasting. *Journal of Applied Meteorology*. Vol. 11, No. 8 (December 1972), pp. 1203-1211 https://doi.org/10.1175/1520-0450(1972)011<1203:tuomos>2.0.co;2
- Greene, W. (2012). *Econometric analysis*. 7th Ed. Prentice Hall, 1239 pp., doi:10.1198/jasa.2002.s458.
- Gregory, J.M., y P.M. Forster. (2008). Transient climate response estimated from radiative forcing and observed temperature change. *J. Geophys. Res. Atmos.* 113: D23105. https://doi.org/10.1029/2008JD010405
- Guan, X., J. Huang, R. Guo, y P. Lin. (2015). The role of dynamically induced variability in the recent warming trend slowdown over the Northern Hemisphere. *Scientific Reports*, 5(November 2014), 12669. https://doi.org/10.1038/srep12669
- Guo, Z-F, y M. Shintani. (2012). Consistent cotrending rank selection when both stochastic and nonlinear deterministic trends are present. *The Econometrics Journal*. Vol. 16, Issue 3. 473-484. doi.org/10.1111/j.1368-423X.2012.00392.x
- Gujarati, D.N. (2003). *Econometría*. Cuarta edición. McGraw-Hii Interamericana editores. ISBN 0-07-233542-4. México.972 p.

- Hansen, J., R. Ruedy, M. Sato, y K. Lo. (2010). Global surface temperature change, *Rev. Geophys.*, 48:1–29, RG4004, doi:10.1029/2010RG000345.
- Hansen J., M. Sato, P. Kharecha, y K. Von Schuckmann. (2011). Earth's energy imbalance and implications. *Atmos Chem Phys Atmos Chem Phys* 11:13421–13449. doi: 10.5194/acp-11-13421-2011
- Harvey D.I., y T.C. Mills. (2002). Unit roots and double smooth transitions. *Journal of Applied Statistics* 29:675–683. DOI: 10.1080/02664760120098739.
- Hegerl, G.C., H.V. Storch, K. Hasselmann, B.D. Santer, U. Cubash, y P.D. Jones. (1996).
 Detecting greenhouse-gas-induced climate change with optimal fingerprint method.
 Journal of climate. Vol. 9. Pp. 2281-2306.
- Hegerl, G., y F. Zwiers. (2011). Use of models in detection and attribution of climate change. *In Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change* (Vol. 2, Issue 4, pp. 570–591). https://doi.org/10.1002/wcc.121
- Hegerl, G.C., F. W. Zwiers, P. Braconnot, N.P. Gillett, Y. Luo, J.A. Marengo Orsini, N. Nicholls, J.E. Penner, y P.A. Stott. (2007). Understanding and Attributing Climate Change. In: Climate Change 2007: *The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* [Solomon, S., D. Qin, M. Manning, Z. Chen, M. Marquis, K.B. Averyt, M. Tignor and H.L. Miller (eds.)]. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA.
- Hegerl, G.C., O. Hoegh-Guldberg, G. Casassa, M.P. Hoerling, R.S. Kovats, C. Parmesan, D.W. Pierce, y P.A. Stott. (2010). Good Practice Guidance Paper on Detection and Attribution Related to Anthropogenic Climate Change. In: *Meeting Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change Expert Meeting on Detection and Attribution of Anthropogenic Climate Change* [Stocker, T.F., C.B. Field, D. Qin, V. Barros, G.-K. Plattner, M. Tignor, P.M. Midgley, and K.L. Ebi (eds.)]. IPCC Working Group I Technical Support Unit, University of Bern, Bern, Switzerland.

- Hendon, H.H., D.W.J. Thompson, y M.C. Wheeler. (2007). Australian rainfall and surface temperature variations associated with the Southern Hemisphere annular mode. J. Climate, 20, 2452–2467. DOI: https://doi.org/10.1175/JCLI4134.1
- Herger, N., G. Abramowitz, R. Knutti, O. Angélil, K. Lehmann, y B.M. Sanderson.
 (2018). Selecting a climate model subset to optimise key ensemble properties. *Earth System Dynamics*, 9(1), 135–151. https://doi.org/10.5194/esd-9-135-2018
- Holmes, M.J. (2010). Nonlinearities, Co-Trending and Budget Balance Sustainability. *Economic Analysis and Policy*. V. 40, Issue 3. 369-376. doi.org/10.1016/S0313-5926(10)50036-5
- Hu, Z.Z., S. Yang, y R. Wu. (2003). Long-term climate variations in China and global warming signals. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*. Volume 108. 1-13, Issue D19 https://doi.org/10.1029/2003JD003651
- Hu, X.-M., Xue, M., R.A. McPherson, E. Martin, D.H. Rosendahl, y L. Qiao. (2018).
 Precipitation dynamical downscaling over the Great Plains. *Journal of Advances in Modeling Earth Systems*. 10, 421–447. https://doi.org/ 10.1002/2017MS001154
- Hurrell, J. y National Center for Atmospheric Research Staff (Eds). (2019). "The Climate Data Guide: North Pacific (NP) Index by Trenberth and Hurrell; monthly and winter." Recuperado de: https://climatedataguide.ucar.edu/climate-data/northpacific-np-index-trenberth-and-hurrell-monthly-and-winter
- Iles C.E., y G.C. Hegerl. (2014). The global precipitation response to volcanic eruptions in the CMIP5 models. *Environ. Res. Lett.* 9 104012. doi:10.1088/1748-9326/9/10/104012
- IPCC. (2001). Climate Change 2001: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. *Cambridge University Press*, 893 pp.
- IPCC. (2007). Climate Change 2007: The Physical Science Basis. *Cambridge University Press*, 996 pp.

- IPCC. (2013). Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. *Cambridge University Press*, 1535 pp.
- Jones, P.D., T. Jónsson, y D. Wheeler. (1997). Extension to the North Atlantic Oscillation using early instrumental pressure observations from Gibraltar and South-West Iceland. *Int. J. Climatol.* 17, 1433-1450. doi: 10.1002/(SICI)1097-0088(19971115)17:13<1433::AID-JOC203>3.0.CO;2-P
- Jun M., R. Knutti, y D.W. Nychka. (2008). Dependence: How Many Climate Models Are There? *Journal of the American Statistical Association*. September 2008, Vol. 103, No. 483, Applications and Case Studies DOI 10.1198/016214507000001265
- Katragkou, E., M. García-Díez, R. Vautard, S. Sobolowski, P. Zanis, G. Alexandri, R.M. Cardoso, A. Colette, J. Fernandez, A. Gobiet, K. Goergen, T.Karacostas, S. Knist, S. Mayer, P.M. M. Soares, I. Pytharoulis, I. Tegoulias, A. Tsikerdekis, y D. Jacob. (2015). Regional climate hindcast simulations within EURO-CORDEX: evaluation of a WRF multi-physics ensemble. *Geosci. Model Dev.*, 8, 603–618, 2015 doi:10.5194/gmd-8-603-2015
- Kaufmann R.K., y D.I. Stern. (1997). Evidence for human influence on climate from hemispheric temperature relations. *Nature* 388: 39–44.
- Kaufmann, R.K., H. Kauppi, M.L. Mann, y J.H. Stock. (2011). Reconciling anthropogenic climate change with observed temperature 1998-2008. *Proc. Natl. Acad. Sci.* 108, 11790–3 (2011).
- Keele, L., y N. Kelly. (2006). Dynamic models for dynamic theories: The ins and outs of lagged dependent variables. *Polit. Anal.*, 14, 186–2005, doi:10.1093/pan/mpj006.
- Kim, D., y P. Perron. (2009). Unit root tests allowing for a break in the trend function under both the null and the alternative hypotheses. *J. Econom* 148: 1–13.
- Kim, H-M, P.J. Webster, y J.A. Curry. (2012). Evaluation of short-term climate change prediction in multi-model CMIP5 decadal hindcasts. *Geophysical Research Letters*, Vol. 39, L10701, doi:10.1029/2012GL051644

- Knutson, T.R., F. Zeng, y A.T. Wittenberg. (2013). Multimodel Assessment of Regional Surface Temperature Trends: CMIP3 and CMIP5 Twentieth-Century Simulations. *Journal of Climate*. Vol. 26, 8709-8743. DOI: 10.1175/JCLI-D-12-00567.1.
- Knutti, R., R. Furrer, C. Tebaldi, J. Cermak, y G.A. Meehl. (2010). Challenges in Combining Projections from Multiple Climate Models. *American Meteorological Society*. Vol 23. Pp 2739-2758. DOI: 10.1175/2009JCLI3361.1
- Lakhraj-Govender, R., y S.W. Grab. (2018). Assessing the impact of El Niño–Southern Oscillation on South African temperatures during austral summer. *International Journal of Climatology*. Volume 39, 143-156. Issue 1. https://doi.org/10.1002/joc.5791
- Li, J., C. Sun, y F.F. Jin. (2013). NAO implicated as a predictor of Northern Hemisphere mean temperature multidecadal variability. *Geophysical Research Letters*, 40(20), 5497–5502. https://doi.org/10.1002/2013GL057877
- Liu, P., Tsimpidi, A. P., Hu, Y., Stone, B., Russell, A. G., y Nenes, A. (2012). Differences between downscaling with spectral and grid nudging using WRF, Atmos. *Chem. Phys.*, 12, 3601–3610, doi:10.5194/acp-12-3601-2012, 2012.
- Lo, J. C.-F., Z.-L. Yang, y R. A. Pielke Sr. (2008). Assessment of three dynamical climate downscaling methods using the Weather Research and Forecasting (WRF) model, *J. Geophys. Res.*, 113, D09112, doi:10.1029/2007JD009216.
- Lobato-Sánchez, R., y M.A. Altamirano. (2017). Detección de la tendencia local del cambio de la temperatura en México (Local tendency detection of temperature change in Mexico). *Tecnología y Ciencias del Agua*, Vol. VIII, No. 6, noviembrediciembre. ISSN: 0187-8336, ISSN; 2007-2422, DOI: 10.24850/j-tyca-2017-06-07
- Mantua, N.J., S.R. Hare, Y. Zhang, J.M. Wallace, y R.C. Francis. (1997). A Pacific interdecadal climate oscillation with impacts on salmon production. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 78, pp. 1069-1079. https://doi.org/10.1175/1520-0477(1997)078<1069:APICOW>2.0.CO;2
- Maraun D., F. Wetterhall, A.M. Ireson, R.E. Chandler, E.J. Kendon, M. Widmann, S. Brienen, H.W. Rust, T. Sauter, M. Themel, V.K.C. Venema, K.P. Chun, C.M. Goodess,
R.G. Jones, C. Onof, M. Vrac, y I. Thiele-Eich. (2010). Precipitation downscaling under climate change: Recent developments to bridge the gap between dynamical models and the end user. *Reviews of Geophysics*. Vol. 48. 1-34. DOI: 10.1029/2009RG000314.

- Mason, S.J., y M.R. Jury. (1997). Climatic variability and change over southern Africa: a reflection on underlying processes. *Prog. Phys. Geogr.* 21. 23-50. https://doi.org/10.1177/030913339702100103
- Méndez, G. J., L.A. Ramírez, O. Cornejo, L.A. Zarate, y P.T. Cavazos. (2010). Teleconexiones de la Oscilación Decadal del Pacífico (PDO) a la precipitación y temperatura en México. *Boletín del Instituto de Geografía, UNAM*, 73, 57-70. ISSN 0188-4611. http://www.journals.unam.mx/index.php/rig/article/view/23862
- Mendoza, V.M., B. Mendoza, R. Garduño, y J. Adem. (2010). Simulation of the surface temperature anomalies in the Northern Hemisphere during the last 300 years of the Little Ice Age using a thermodynamic model. *Climate Research*. Vol. 43: 263–273
- Mendoza, V.M., B. Oda, R. Garduño, E.E. Villanueva, y J. Adem. (2014). Simulation of the PDO effect on the North America summer climate with emphasis on Mexico. *Atmospheric Research*. 137 (2014) 228–244
- Mendoza, V.M., B. Mendoza, R. Garduño, E.E. Villanueva, J. Adem. (2016). Solar activity cloudiness effect on NH warming for 1980–2095. *Space Research*. 57 (2016) 1373–1390. http://dx.doi.org/10.1016/j.asr.2015.11.024
- Mendoza, V.M., B. Mendoza, R. Garduño, G. Cordero, M. Pazos, S. Cervantes, K. Cervantes. (2021). Thermodynamic simulation of the seasonal cycle of temperature, pressure and ice caps on Mars. *Atmósfera*. 34(1), 1-23 (2021). https://doi.org/10.20937/ATM.52747
- MESNZ. (2017). Southern Annular Mode annual values, 1887–2016. The Ministry for the Environment and Statistics New Zealand. Retrieved from: https://data.mfe.govt.nz/table/89383-southern-annular-mode-annual-values-18872016/metadata/

- Miller, R., et al. (2014). CMIP5 historical simulations (1850-2012) with GISS ModelE2.
 J. Adv. Model. Earth Syst., 6, 441–477, doi:doi.org/10.1002/2013MS000266.
- Morice, C.P., J.J. Kennedy, N.A. Rayner, y P.D. Jones. (2012). Quantifying uncertainties in global and regional temperature change using an ensemble of observational estimates: The HadCRUT4 dataset, *J. Geophys. Res.*, 117, D08101, doi:10.1029/2011JD017187.
- Moss, R.H., J.A. Edmons, K.A. Hibbard, M.R. Manning, S.K. Rose, D.P. van Vuuren, T. R. Carter, S. Emori, M. Kainuma, T. Kram, G. A. Meehl, J. F. B. Mitchell, N. Nakicenovic, K. Riahi, S. J. Smith, R. J. Stouffer, A. M. Thomson, J. P. Weyant, y T. J. Wilbanks. (2010): The next generation of scenarios for climate change research and assessment. *Nature*, Vol. 463. Pp. 747-755.
- NCAR. (2019). National Center for Atmospheric Research Staff (Eds). Last modified 13 May 2019. "The Climate Data Guide: Hurrell wintertime SLP-based Northern Annular Mode (NAM) Index." Recuperado de: https://climatedataguide.ucar.edu/climatedata/hurrell-wintertime-slp-based-northern-annular-mode-nam-index.
- Notz, D. (2015). How well must climate models agree with observations? *Phil. Trans. R. Soc.* A 373: 20140164. http://dx.doi.org/10.1098/rsta.2014.0164
- Pasini, A., P. Racca, S. Amendola, G. Cartocci y C. Cassardo. (2017). Attribution of recent temperature behaviour reassessed by a neural network method. *Nature*. Scientific Reports. 7: 17681. 1-10. DOI:10.1038/s41598-017-18011-8
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis.
 Econometrica. 57: 1361–1401.
- Power, S., T. Casey, C. Folland, A. Colman y V. Mehta. (1999). Inter-decadal modulation of the impact of ENSO on Australia. *Climate Dynamics* 15, 319–324 (1999). https://doi.org/10.1007/s003820050284
- Qian, C. y C. Zhang. (2015). Human Influences on Changes in the Temperature Seasonality in Mid- to High-Latitude Land Areas. *Journal of climate*. Vol. 28, pp. 5908-5921

- Qu, Z. (2011). A Test Against Spurious Long Memory. *Journal of Business & Economic Statistics* 29:423–438. DOI: 10.1198/jbes.2010.09153.
- Racherla, P.N., D.T. Shindell, y G.S. Faluvegi. (2012). The added value to global model projections of climate change by dynamical downscaling: A case study over the continental U.S. using the GISS-ModelE2 and WRF models: The value added by type-4 dd. *J Geophys Res*: Atmos. 117(D20):n/a–n/a. doi:10.1029/2012JD018091.
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society*. Series B Vol. 31 (2): 350-371. JSTOR 2984219.
- Riaz, S.M.F., M.J. Iqbal, y Sultan Hameed. (2017). Impact of the North Atlantic Oscillation on winter climate of Germany. *Tellus A: Dynamic Meteorology and Oceanography*, 69:1-10, DOI: 10.1080/16000870.2017.1406263
- Ropelewski, C.F., y P.D. Jones. (1987). An extension of the Tahiti-Darwin Southern Oscillation Index. *Monthly Weather Review* 115, 2161-2165. DOI: 10.1175/1520-0493(1987)115<2161:AEOTTS>2.0.CO;2
- Saji, N.H., y T. Yamagata. (2003). Possible impacts of Indian Ocean Dipole mode events on global climate. *Climate Res*, 25 (2): 151-169 DEC 5 2003. DOI: 10.3354/cr025151
- Schwartz, S.E. (2012). Determination of Earth's Transient and equilibrium climate sensitivities from observations over the twentieth century: Strong dependence on assumed forcing. *Surv. Geophys.* 33: 745–777. https://doi.org/10.1007/s10712-012-9180-4
- Skamarock, W., J. Klemp, J. Dudhia, D. Gill, D. Barker, W. Wang, X-Y Huang, y M. Duda. (2008). A description of the advanced research WRF version 3. NCAR Technical Note.
- Smith, W.L. (1969). A polynomial representation of carbon dioxide and water vapor transmission. *ESSA Tech*, Rep. NESC. 47.
- Spanos, A. (2019). Probability Theory and Statistical Inference: Empirical Modeling with Observational Data (2nd ed.). Cambridge: *Cambridge University Press*. doi:10.1017/9781316882825

- Steinman, B.A., M.E. Mann, y S.K. Miller. (2015). Atlantic and Pacific multidecadal oscillations and Northern Hemisphere temperatures. *Science*, 347(6225), 988–991. https://doi.org/10.1126/science.1257856
- Stephenson, D.B., M. Collins, J.C. Rougier, y R.E. Chandler. (2012). Statistical problems in the probabilistic prediction of climate change. *Environmetrics* 23, 364–372. DOI: 10.1002/env.2153
- Swanson, K.L., G. Sugihara, y P. A. Tsonis. (2009). Long-term natural variability and 20th century climate change. *Proc. Natl. Acad. Sci. U. S. A.*, 106, 16 120–16 123, doi:10.1073/pnas. 0908699106.
- Taylor, K.E., R.J. Stouffer, y G.A. Meehl. (2012). An Overview of CMIP5 and the experiment design. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 93, 485-498, doi:10.1175/BAMS-D-11-00094.1, 2012.
- Tian, B., H. Lee, D.E. Waliser, R. Ferraro, J. Kim, J. Case, T. Iguchi, E. Kemp, D. Wu, W. Putman, y W. Wang. (2017). Development of a Model Performance Metric and Its Application to Assess Summer Precipitation over the U.S. Great Plains in Downscaled Climate Simulations. *Journal of hydrometeorology*. Vol 18 2781-2799. DOI: 10.1175/JHM-D-17-0045.1
- Tebaldi, C., y R. Knutti. (2007). The use of the multi-model ensemble in probabilistic climate projections. *Philos. Trans. Roy. Soc.*, 365A:2053–2075.
- Tol, RSJ., y A.F. de Vos. (1993). Greenhouse statistics-time series analysis. *Theoretical and Applied Climatology* 48:63–74. DOI: 10.1007/BF00864914.
- U. Cantabria. (S/A). Pre-processing of CMIP5 data available at ESGF. Departamento de Matemática Aplicada y Ciencias de la Computación. Consultado el 20 de abril de 2020. Disponible

http://www.meteo.unican.es/wiki/cordexwrf/SoftwareTools/CmorPreprocessor

Vihma, T., R. Graversen, L. Chen, D. Handorf, N. Skific, J.A. Francis, N. Tyrrell, R. Hall, E.
 Hanna, P. Uotila, K. Dethloff, A.Y. Karpechko, H. Björnsson, y J.E. Overland. (2019).
 Effects of the tropospheric large-scale circulation on European winter temperatures

during the period of amplified Arctic warming. *International Journal of Climatology*. 2020;40:509–529. https://doi.org/10.1002/joc.6225

- Wang, G., y W. Cai. (2013). Climate-change impact on the 20th-century relationship between the Southern Annular Mode and global mean temperature. *Scientific Reports*. V.3. 1-6. https://doi.org/10.1038/srep02039
- Weigel, A.P., R. Knutti, M.A. Liniger, y C. Appenzeller. (2010). Risks of Model Weighting in Multimodel Climate Projections. *Journal of Climate*. Vol. 23, 4175-4191. DOI: 10.1175/2010JCLI3594.1.
- Wilkins, A. (2018). To lag or not to lag?: Re-evaluating the use of lagged dependent variables in regression analysis. *Political Science Research and Methods*, 6, 393–411, doi:10.1017/psrm.2017.4.
- Wooldridge, J. M. (2013). Introductory Econometrics: A Modern Approach. Economic Analysis (Cengage Learning, 2003). doi:10.1198/jasa.2006.s154.
- Wu, Z., N.E. Huang, J.M. Wallace, B.V. Smoliak, y X. Chen. (2011). On the time-varying trend in global-mean surface temperature. *Climate Dynamics*. 37:759. https://doi.org/10.1007/s00382-011-1128-8
- Xin-Zhong L., Min Xu, Xing Yuan, Tiejun Ling, Hyun I. Choi, Feng Zhang, Ligang Chen, Shuyan Liu, Shenjian Su, Fengxue Qiao, Yuxiang He, Julian X.L. Wang, Kenneth E. Kunkel, Wei Gao, Everett e Joseph, Vernon Morris, Tsann-Wang Yu, Jimy Dudhia, y John Michalakes. (2012). Regional Climate–Weather Research and Forecasting Model. *American Meteorological Society*.
- Ying, T., J.Julie Winkler, S. Zhong, X. Bian, D. Doubler, L. Yu y C. Walters. (2017). Future changes in the climatology of the Great Plains low-level jet derived from fine resolution multi-model simulations. Nature. *Scientific Reports*, volume 7, Article number: 5029