

気候変動研究における時系列分析 —文献レビュー—

横浜市立大学 中谷朋昭*

東京大学 木村勇輝

要旨

気候変動に関する研究は、気候が変動しているかどうかの検出と、気候が変動している場合、その要因を特定することが主な目的となる。これらの目的の達成のため、物理法則に依拠した気候モデルによるシミュレーション実験が行われてきた。しかし、IPCC 第5次報告書で取り上げられたように、近年、気候モデルによるシミュレーション実験に依拠しない手法が注目されている。観測データは一般に時系列として記録されることから、特に近年、時系列分析の手法を応用して気候変数間の関係性を特定する、気候計量経済学 (climate econometrics) と呼ばれる学問領域が確立されつつある。気候計量経済学においては、経済時系列分析の分野で蓄積された知見を気候時系列データに応用することで、観測データが持つ統計的特性に配慮しつつ、より望ましい統計モデルの構築が試みられている。ここでは、経済時系列分析で標準的な手続きとされている時系列データの定常性・非定常性についての統計的検定や、非定常データの統計分析手法によって気候時系列データを分析することによって、観測データから気候変動の有無や要因特定を行う研究がなされている。

本稿は、新しい学問領域である気候計量経済学分野の研究サーベイを通じて、従来の気候変動研究と時系列分析がどのように結びついてきたのかを明らかにすることを目的とする。具体的には、従来の気候モデルと時系列分析との関係を整理し、時系列分析の手法で構築される統計モデルを利用することの意義を明らかにする。また、観測データの統計的特性に関する従来の取り扱いを整理して、気候変数の非定常性と共積分および誤差修正モデルについて触れる。

Time Series Analysis on Climatic Change –A Literature Review–

Yokohama City University Tomoaki NAKATANI*

The University of Tokyo Yuki KIMURA

Abstract

Researches on climate change mainly focus on detecting whether climate is actually changing, and if so, attributing what causes climate change. To accomplish these goals, simulation experiments have been conducted with climate models constructed based on physical laws. On the other hand, due to the fact that observational data of climate variables are in general recorded in the time horizon, statistical methods such as time series models have attracted much attention in recent years. In particular, as mentioned in the IPCC fifth assessment report, techniques having developed within economic time series analyses are used for assessing a causal relationship between external drivers of climate and observed climate change. This new area of economic time series analysis, called climate econometrics, is a main focus of the current manuscript. We first review the literature to show the connection between physical and statistical models of climate. We then sort out previous researches on the statistical characteristics of observational data of climate variables. We also investigate non-stationarity of major climate variables, on which co-integration and error correction models are built. Finally, we discuss importance of using time series models in climate research.

気候変動研究における時系列分析 —文献レビュー—

横浜市立大学 中谷朋昭^{*}

東京大学 木村勇輝

1 節 はじめに

気候変動に関する研究は、気候が変動しているのかどうかの検出 (detection) と、変動していると判断された場合にその要因を特定 (attribution) することが主な目的となる。そのための方法として、熱流体動力学 (thermo-fluid dynamics) や熱力学 (thermo-dynamics) などの物理法則に基づく微分方程式体系として表現される気候モデルの構築と、気候モデルによるシミュレーション実験が長らく主流の位置を占めてきた (Gregory et al., 2007)。気候モデルによるシミュレーション実験では、モデルのカオス的振る舞いのために出力結果は初期値に依存する。そのため、シミュレーション実験に基づく分析では、異なる初期値から複数のパスを発生させ、その平均を求めるアンサンブル実験が行われる。

一方、気候変動の要因特定に関して、気候モデルのシミュレーション実験に依存しない手法も利用されるようになってきた (IPCC, 2013)。観測データは一般に時系列として記録されることから、特に近年、時系列分析の手法を応用して気候変数間の関係性を特定する、気候計量経済学 (climate econometrics) と呼ばれる学問領域が確立されつつある。気候計量経済学においては、経済時系列分析の分野で蓄積された知見を気候時系列データに応用することで、観測データが持つ統計的特性に配慮しつつ、より望ましい統計モデルの構築が試みられている。そこでは、経済時系列分析で標準的な手続きとされている時系列データの定常性・非定常性についての統計的検定や、非定常データの統計分析手法によって気候時系列データを分析することによって、観測データから気候変動の有無や要因特定を行う研究がなされている。

時間領域における時系列データの解析では、一般に Box-Jenkins 流の手法が用いられることが多かったが、経済時系列分析の分野では、1970 年代後半以降、時系列の定常性が強く意識されている。Granger and Newbold (1974) が指摘するように、非定常データに従来の手法をそのまま当てはめると、回帰モデルに関する統計的推測が正しく行われなくなるなど、いわゆる「見せかけの回帰」と呼ばれる現象が発生する。その後の研究により、経済時系列の多くは単位根を持つ非定常データであることが判明するとともに、時系列が単位根を持つか否かに関する統計的検定手法が複数開発されてきた (Dickey and Fuller, 1979; Said and Dickey, 1984; Phillips and Perron, 1988; Kwiatkowski et al., 1992; Kim and Perron, 2009)。それと同時に、複数の非定常時系列データの線形結合が定常となる場合のあることが示され (Engle and Granger, 1987)、Johansen (1988, 1991) によりベクトル誤差修正モデルが提示されるに至った。

以上のように、経済時系列の分野では、時系列データを用いて変数間の関係を分析する場合、定常性・非定常性に関する検定やベクトル誤差修正モデルの利用が標準的である。気候変数間の関係を観測データによって分析する場合にも、見せかけの回帰など経済時系列の分野で指摘されてきた現象への対処が必要となるが、気候変動が物理法則に基づく以上、理論と整合的な時系列モデルの構築が求められてきた。

ごく最近、微分方程式体系に基づく気候モデルを離散近似した場合、ベクトル誤差修正モデルによって記述されることが Pretis (2019) によって明らかにされた。Pretis (2019) が用いた気候モデルは、後述のように、シンプルなエネルギー収支モデルであるが、物理法則に依拠する気候モデルが、データの統計的特性によって構築される時系列モデルと具体的に結びつくことを示した点で画期的である。これを嚆矢として、気候計量経済学が気候変動研究において果たす役割は、さらに重要性が増すものと期待される。

本稿は、新しい学問領域である気候計量経済学分野の研究サーベイを通じて、従来の気候変動研究と時系列分

析がどのように結びついてきたのかを明らかにすることを目的とする。具体的には、従来の気候モデルと時系列分析との関係を整理し、時系列分析の手法で構築される統計モデルを利用することの意義を明らかにする。また、観測データの統計的特性に関する従来の取り扱いを整理して、気候変数の定常性について触れる。本稿の構成は以下の通りである。2節は気候変動の検出と要因特定手法に関して、気候モデルと統計モデルの関係を整理する。観測データの統計的特性の取り扱いについては3節で取りまとめ、4節で今後の展望を述べる。

2節 気候モデルと統計モデル

2.1 気候モデル

気候モデルは気象現象や気候要素の再現を目的として、物理法則に基づいた微分方程式体系で表される。気候モデルには、大気現象を記述する基礎方程式系に依拠する大気海洋結合大循環モデル (AOGCM) や、生物、化学的反応も取り込んだ地球システムモデル (ESM) のように複雑なモデルがある。一方、熱力学第一法則に基づき、システムの持つエネルギー収支と温度の時間変化の関係を記述するエネルギー収支モデル (EBM) のように単純な気候モデルも存在する。

ここでは、統計モデルとの連携に関して、Estrada et al. (2013)、Kaufmann et al. (2013)、Pretis (2019) らが統計モデル構築の際に依拠した EBM に関して記述する。

EBM は地表面を一様な空間とみなした場合、左辺を地表面の温度変化、右辺を地表面のエネルギー収支として、以下のように与えられる (North et al., 1981; Mann, 2011)。

$$C \frac{dT}{dt} = F - f(T) \quad (1)$$

ただし、 T は地表面温度であり、 C は地表面の熱容量、 F は温室効果ガス濃度などを用いて計算される放射強制力、 $f(T) = \varepsilon\sigma T^4$ は地表面温度に依存する地表面からの放射である。ただし、 ε 、 σ はそれぞれ地表面の放射率とシュテファン=ボルツマン定数である。

また、海洋を一様な空間とはみなさず、熱容量が小さく大気に応答する表層混合層と、熱容量が大きい深層の2区画に分割した2-コンパートメント EBM は、

$$\begin{bmatrix} \frac{dT_m}{dt} \\ \frac{dT_d}{dt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{C_m} & -\frac{\gamma}{C_m} \\ 0 & \frac{\gamma}{C_d} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -\lambda & 0 & 1 \\ 1 & -1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} T_m \\ T_d \\ F \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{1}{C_m} (-\lambda T_m + F) - \frac{\gamma}{C_m} (T_m - T_d) \\ \frac{\gamma}{C_d} (T_m - T_d) \end{bmatrix} \quad (2)$$

と表現される (Gregory, 2000; Held et al., 2010; Pretis, 2019)。ここで、 T は基準となる温度からの乖離、 C は熱容量であり、添字の m と d は、表層混合層と深層を表す。2-コンパートメント EBM では、放射の出入りは表層混合層と大気の間のみで、表層混合層と深層の間では熱交換のみが行なわれる設定になっている。したがって、 λT_m は海洋から大気への放射を、 $\gamma (T_m - T_d)$ は表層混合層と深層の熱交換を表している。なお、 λ は温度が高いほど放射が増加することを表す気候フィードバック定数、 γ は熱交換の速さを表す比例定数である。

気候変動の検出と要因特定は、主に気候モデルを用いたシミュレーション実験に依拠してきた (Gregory et al., 2007)。シミュレーション実験では、気候モデルの持つカオス的振る舞いのため、出力結果は初期値に依存する。初期値の影響を減らすために、異なる初期値を用いて発生させた複数のパスの平均を求めるアンサンブル実験が行われるが、多大な計算資源が必要となる (IPCC, 2013)。

気候モデルを用いた気候変動の検出では、観測された気候の変動が気候の内部変動のみで説明できるか否かが統計的に検定される。一方、気候変動の要因特定では最適フィンガープリント法が広範に用いられる。最適フィンガープリント法では、観測された気候変動は外部強制力に対する気候応答および気候の内部変動によって表され、重回帰分析の枠組みで外部強制力の影響の有無が検定される。ただし、気候の内部変動は、人間活動とは関係なく生じる気候の変動から気候システムの外から作用する外部強制力による変動を除いたものであり、気候モ

デルにより推定される。このため、気候モデルがどれだけ正確に気候の内部変動を再現できるかが問題となる (Hegerl and Zwiers, 2011)。

2.2 統計モデル

観測データに基づいて時系列分析の枠組みで統計モデルを構築し、気候変動の検出や要因分析を行う場合、気候モデルによるシミュレーション実験に依拠せずに済むため、気候モデルがどれだけ内部変動を再現できるかに依存しないことと、必要な計算資源が少ないという利点がある。一方で、統計モデルを利用する場合は、気候時系列の性質や統計モデルと物理法則との整合性が問題となる (IPCC, 2013)。

統計モデルと気候モデルの連携を考える上で、(1) の定常解が利用された。エネルギー収支が均衡している場合、(1) の右辺がゼロとなるので、 $f(T) = \varepsilon\sigma T^4$ を線形近似して整理すれば、放射強制力と地表面からの放射の関係は以下のように表すことができる。

$$T_t = \alpha_1 + \beta_1 F_t + \mu_t \quad (3)$$

ただし、 μ_t は気候の揺らぎや観測誤差などを表す定常な攪乱項である。以後、本稿では特に断りがない限り定常性は、平均と共分散が時間に依存せず一定である弱定常性のことを指す。放射強制力と地表面からの放射との関係が (3) によって安定的に記述されるためには、次の条件のいずれかが満たされる必要がある。

条件 1 T_t および F_t のいずれもが定常であること。

条件 2 T_t と F_t が確定的トレンドを共有すること。

条件 3 T_t と F_t が確率的トレンドを共有すること。

条件 1 が成り立つ場合には、(3) に基づいて通常の線形回帰分析を行なうことができる。条件 1 が満たされないときは、 T_t または F_t 、あるいは両方が定常性を有さない場合となるが、このとき (3) のパラメータを OLS によって推定すると、見せかけの回帰と呼ばれる現象が発生し、パラメータの t 検定など、統計的仮説検定を正しく行なうことができない。条件 2 については、 T_t と F_t が確定的トレンド周りで定常であり、かつ、このトレンドを共有することで両者のトレンドが打ち消し合って、(3) が成立する。条件 3 は、 T_t と F_t との線形結合が定常になる場合であり、両者の間に共和分関係があるといわれる。共和分関係は、地表面温度と放射強制力の間に長期的に安定した関係が存在することを意味しており、時系列分析の手法によって観測データから統計的に確認することができるという点で、気候変動研究における時系列分析の貢献を示すものといえよう。

いずれの条件でも、 T_t と F_t の定常性は単位根検定により観測データから確認される。既存研究では、次節で触れるように Gay-Garcia et al. (2009)、Kaufmann et al. (2010) らのように相反する結果が報告されている。

(3) に依拠した代表的な研究として、Estrada et al. (2013) や Kaufmann et al. (2013) がある。Estrada et al. (2013) は、1880 年から 2010 年までの年次データを用いて、地表面温度と放射強制力に関する分析を行った。単位根検定の結果、条件 2 が検討されることを確認した上で、それらが確定的トレンドを共有しているか否かが Bierens (2000) の手法により検定された。分析の結果、温室効果ガス由来の放射強制力が地表面温度の変化の主要因であり、温室効果ガス放出抑制策が、地球温暖化のペース低減に有効であることが明らかとなった。

これに対して、Kaufmann et al. (2013) は、地表面温度に単位根が生じる仕組みを明らかにするため、1850 年から 2000 年までの年次データを用い、観測された放射強制力と、それを AOGCM に当てはめて生成された全球の地表面温度について (3) を念頭にした分析を行った。単位根検定の結果、Estrada et al. (2013) と異なり、条件 2 ではなく、条件 3 が検討されるとして、(3) を共和分関係の下で書き換えた

$$\Delta T_t = \alpha_2 + \rho\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^s \phi_i \Delta T_{t-i} + \sum_{i=1}^s \psi_i \Delta F_{t-i} + \eta_t \quad (4)$$

によって分析を行った。ただし、 Δ は階差演算子であり $\Delta T_t = T_t - T_{t-1}$ 、 α_2 は定数、 ϕ_i 、 ψ_i はそれぞれ過

去の地表面温度と放射強制力の変化量から現在の地表面温度の変化量に与えられる影響の大きさを表す係数である。ここで、 μ_t は (3) の攪乱項に相当し、上式では $\mu_{t-1} = T_{t-1} - \alpha_1 - \beta_1 F_{t-1}$ となる。 μ_t は地表面温度と放射強制力の長期安定関係からの一時的な乖離を表していて、 ρ は安定関係が一時的に損なわれた際に元の安定関係に戻る速さを表す調整係数である。 η_t は定常な攪乱項である。分析結果から、気候の仕組みとして放射強制力の確率的トレンドが地表面温度に伝達され、地表面温度が確率的トレンドを持つことが確認された。

2-コンパートメント EBM に対応する統計モデルは、Pretis (2019) が詳細に検討している。そのためにも、(2) で記述される 2-コンパートメント EBM に、平均回帰過程である Ornstein-Uhlenbeck 過程 $d\nu$ を導入して、気候の揺らぎや観測誤差の影響を取り込んだ確率微分方程式 (5) に書き換える。

$$dY = \Pi Y dt + d\nu \quad (5)$$

ただし、 Y 、 Π 、 α 、 β はそれぞれ

$$Y = [T_m \quad T_d \quad F]', \quad \Pi = \alpha\beta', \quad \alpha = \begin{bmatrix} \frac{1}{C_m} & -\frac{\gamma}{C_m} \\ 0 & \frac{\gamma}{C_d} \\ 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \beta' = \begin{bmatrix} -\lambda & 0 & 1 \\ 1 & -1 & 0 \end{bmatrix}$$

であり、 Π は (3×3) のランク 2 の行列、 $d\nu = DdW$ 、 D は DD' が正値定符号となる (3×3) のパラメータ行列、 W は 3 次元のブラウン運動を表す。

(5) を統計モデルとして観測データによって分析するために、離散時間のモデルに書き換える必要があるが、この場合、物理モデルの段階で不確実性を取り込んでいるため、(3) のように、エネルギー収支の均衡条件を直接用いることはできない。そこで Pretis (2019) は、Kessler and Rahbek (2004) による確率微分方程式の離散時間近似を援用して、(6) を導いた。

$$\Delta Y_t = P Y_{t-1} + \eta_t \quad (6)$$

ただし、 $P = \exp(\Pi) - I = \tilde{\alpha}\beta'$ である。行列指数関数 $\exp(\Pi)$ は $\exp(\Pi) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{k!} \Pi^k$ を満たし、 $\tilde{\alpha} = \alpha(\beta'\alpha)^{-1} [\exp(\beta'\alpha) - I]$ である。このとき、(6) はベクトル自己回帰モデル (VECM) として推定可能であり、 $\tilde{\alpha}$ は安定関係が一時的に損なわれた際にもとの安定関係に戻る速さを表す調整係数行列、 β は変数間の長期安定関係を表す共和分行列である。また、攪乱項 η_t は平均 $\mathbf{0}$ 、分散共分散行列 Σ の多変量正規分布に従う。

このとき、(5) と (6) の等価性は、(6) において $\tilde{\alpha}$ 、 β に関してパラメータ制約をかけることで成立する。VECM の推定や、パラメータ制約の検定手法は時系列分析において確立されており (Juselius, 2006)、それを援用することで観測データを用いて気候モデルのパラメータ推定や検定などが実行可能である。さらに、地表面温度と放射強制力間のフィードバック関係は、放射強制力を内生変数として扱うことにより、モデルに取り込むことができることも示された。これは、気候変動が経済活動への影響を通じた温室効果ガス排出の変化が、放射強制力に影響することが確認されている (Dell et al., 2014; Hsiang, 2016; Pretis, 2017) からである。このことから、変数の統計的特性に基づき、VECM の枠組みで、経済モデルと気候モデルを統合可能なことが示唆された。また、時系列分析の枠組みで気候変動を研究する場合、Perron and Yabu (2009) や Castle et al. (2015) などの変数の構造変化を評価する手法を用いることで、政策介入などの気候変動への影響評価も可能である。

3 節 観測データの統計的特性の取扱い

時系列分析の枠組みにおいては、2 節で記述したように変数が単位根を持つか否かにより適用される分析手法が異なるため、気候変数の単位根の有無に関する議論が行われてきた。

気候変数が単位根を持たない場合、通常の Granger 因果性の検定 (Granger, 1969) や、確定的トレンドの共有に関する検定 (Bierens, 2000) などが利用される。一方、単位根を持つ場合、単位根を持つ非定常過程に適用可能な Granger 因果性の検定 (Toda and Yamamoto, 1995) や、共和分の枠組みでの分析が行われる。

一般に変数の単位根の有無は、単位根検定により判断される。ADF 検定 (Dickey and Fuller, 1979; Said and Dickey, 1984) や、ADF 検定よりも攪乱項に関する制約が少ない PP 検定 (Phillips and Perron, 1988)、前者と 2 つとは逆の帰無仮説を設定する KPSS 検定 (Kwiatkowski et al., 1992) などは、検定で用いられるモデルの定数項やトレンド項といった確定項に構造変化を仮定しない単位根検定である。一方で、Kim and Perron (2009) のように確定項に構造変化を仮定した単位根検定も存在している。単位根検定で用いられるモデルの確定項に置かれる仮定は検定結果に影響を及ぼしうるため、同じデータに対しても、適用される検定によって、異なる判断が下される場合がある。

地表面温度の統計的特性に関しては、理論との整合性とデータの統計的特性のどちらを重視するかにより、以下のような論争が行われた。1870 年から 2000 年までの年次データを用い構造変化を考慮した単位根検定を行った結果、地表面温度はトレンド定常過程に従うとされた。(Gay-Garcia et al., 2009)。これに対し、Gay-Garcia et al. (2009) と同様の期間のデータを用いたところ、放射強制力が、構造変化を考慮したとしても単位根を持つ非定常過程に従うこと、理論から放射強制力と地表面温度の間に共和分関係が期待されること、および地表面温度の予測に関して、放射強制力と地表面温度の共和分を考慮したモデルの方が、地表面温度をトレンド定常過程として扱ったモデルよりも予測精度が高いことから、地表面温度の単位根を持つ非定常過程であると主張された (Kaufmann et al., 2010)。この主張への反論として、地表面温度と放射強制力が共に単位根過程に従う場合にのみこれらの中で共和分関係が考慮されるため、モデルの予測精度を根拠とした主張は不適切であり、地表面温度はトレンド定常過程に従うとの反論がなされた (Estrada et al., 2010)。

地表面平均温度は二酸化炭素の累積総排出量とほぼ比例関係にあり (IPCC, 2013)、この二酸化炭素排出は社会・経済活動の影響を受ける。GDP 等の人間の社会・経済活動の指標は単位根過程として記述されることが多く、これが放射強制力を通して地表面温度に単位根を生じさせているものと思われる。さらに、Kaufmann et al. (2013) の分析結果からも、地表面温度は単位根を持つ非定常過程に従うとするのが妥当と思われる。

4 節 おわりに

気候モデルのパラメータは観測データを用いて、時系列分析の枠組みに基づく統計モデルにより、推定、検定可能なことが示された。これは、シミュレーション実験を行うことなく、少ない計算資源の利用で気候変動の検出や要因特定が可能であることを意味している。さらに、経済活動に起因する外部強制力を内生化したシステムを構築することで、経済モデルと気候モデルを結びつけることや、構造変化を評価する手法を用いることで、政策介入などの気候変動への影響評価も行うことが可能である。

また、気候変数の時系列的特性に関しては、観測期間を延長して、さらなる検討がなされることが期待される。

引用文献

Bierens, H. J. 2000. Nonparametric nonlinear cotrending analysis, with an application to interest and inflation in the united states. *Journal of Business & Economic Statistics*, 18 (3), 323–337.

Castle, J. L., J. A. Doornik, D. F. Hendry, F. Pretis 2015. Detecting location shifts by step-indicator saturation during model selection. *Econometrics*, 3, 240–264.

Dell, M., B. F. Jones, B. A. Olken 2014. What do we learn from the weather? the new climate-economy literature. *Journal of Economic Literature*, 52 (3), 740–798.

Dickey, D. A., W. A. Fuller 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74 (366a), 427–431.

Engle, R. F., C. W. Granger 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251–276.

Estrada, F., C. Gay, A. Sánchez 2010. A reply to “does temperature contain a stochastic trend? evaluating conflicting statistical results” by r. k. kaufmann et al. *Climatic Change*, 101 (3), 407–414.

- Estrada, F., P. Perron, B. Martínez-López 2013. Statistically derived contributions of diverse human influences to twentieth-century temperature changes. *Nature Geoscience*, 6 (12), 1050–1055.
- Gay-Garcia, C., F. Estrada, A. Sánchez 2009. Global and hemispheric temperatures revisited. *Climatic Change*, 94 (3), 333–349.
- Granger, C. W. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424–438.
- Granger, C. W., P. Newbold 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2 (2), 111–120.
- Gregory, J., R. J. Stouffer, M. Molina, A. Chidthaisong, S. Solomon, G. Raga, P. Friedlingstein, N. L. Bindoff, H. Le Treut, M. Rusticucci et al. 2007. *Climate change 2007: The Physical Science Basis*. Cambridge University Press.
- Gregory, J. M. 2000. Vertical heat transports in the ocean and their effect on time-dependent climate change. *Climate Dynamics*, 16 (7), 501–515.
- Hegerl, G., F. Zwiers 2011. Use of models in detection and attribution of climate change. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*, 2 (4), 570–591.
- Held, I. M., M. Winton, K. Takahashi, T. Delworth, F. Zeng, G. K. Vallis 2010. Probing the fast and slow components of global warming by returning abruptly to preindustrial forcing. *Journal of Climate*, 23 (9), 2418–2427.
- Hsiang, S. 2016. Climate econometrics. *Annual Review of Resource Economics*, 8, 43–75.
- IPCC 2013. *Climate change 2013: The Physical Science Basis*. Cambridge University Press.
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), 231–254.
- 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59 (6), 1551–1580.
- Juselius, K. 2006. *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. Oxford university press.
- Kaufmann, R. K., H. Kauppi, J. H. Stock 2010. Does temperature contain a stochastic trend? evaluating conflicting statistical results. *Climatic Change*, 101 (3), 395–405.
- Kaufmann, R. K., H. Kauppi, M. L. Mann, J. H. Stock 2013. Does temperature contain a stochastic trend: linking statistical results to physical mechanisms. *Climatic Change*, 118 (3), 729–743.
- Kessler, M., A. Rahbek 2004. Identification and inference for multivariate cointegrated and ergodic gaussian diffusions. *Statistical Inference for Stochastic Processes*, 7 (2), 137–151.
- Kim, D., P. Perron 2009. Unit root tests allowing for a break in the trend function at an unknown time under both the null and alternative hypotheses. *Journal of Econometrics*, 148 (1), 1–13.
- Kwiatkowski, D., P. C. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54 (1-3), 159–178.
- Mann, M. E. 2011. On long range dependence in global surface temperature series. *Climatic Change*, 107 (3-4), 267–276.
- North, G. R., R. F. Cahalan, J. A. Coakley Jr 1981. Energy balance climate models. *Reviews of Geophysics*, 19 (1), 91–121.
- Perron, P., T. Yabu 2009. Testing for shifts in trend with an integrated or stationary noise component. *Journal of Business & Economic Statistics*, 27 (3), 369–396.
- Phillips, P. C. B., P. Perron 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75 (2), 335–346.
- Pretis, F. 2017. Exogeneity in climate econometrics. Available at SSRN, .
- 2019. Econometric modelling of climate systems: The equivalence of energy balance models and cointegrated vector autoregressions. *Journal of Econometrics*, forthcoming.
- Said, S. E., D. A. Dickey 1984. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71 (3), 599–607.
- Toda, H. Y., T. Yamamoto 1995. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66 (1-2), 225–250.