








Modelarea piețelor financiare

Capitolul 19: Recapitulare și prezentarea proiectelor



Daniel Traian PELE

Academia de Studii Economice din București
IDA Institute Digital Assets
Blockchain Research Center
AI4EFin Artificial Intelligence for Energy Finance
Academia Română, Institutul de Prognoză Economică
MSCA Digital Finance

Cînd merită încredere un rezultat empiric?



Albert J. Menkveld. **Foto: Me Judice (2015); CC BY 3.0; Wikimedia Commons**

"In science, evidence is generated to test hypotheses in an evidence-generating process (EGP). We claim that EGP variation across researchers adds uncertainty—nonstandard errors (NSEs)."

— *Menkveld et al. (2024)*

- Menkveld et al. (2024): 164 de echipe de cercetare testează aceleași șase ipoteze pe aceleași date
  - pentru eficiența pieței, intervalul intercuartilic (IQR) al estimărilor dintre echipe este 6,7 puncte procentuale (pp)
  - eroarea standard (SE) mediană implică, sub distribuția Normală, un IQR de doar 3,4%, jumătate din 6,7 pp
- Pe datele cursului, un mini-multivers de 27 de specificații pe indice arată același fenomen
  - IQR-ul tendinței anuale estimate: 64,6 pp pentru Euro Stoxx 50 și 82,6 pp pentru BET (*Bucharest Exchange Trading*, indicele de referință al Bursei de Valori București)
  - reperul datorat doar eșantionării: 41,3 pp și, respectiv, 43,4 pp
- Și alegerea modelului de risc schimbă concluzia: VaR 1% (Value-at-Risk) pentru BET, în 5 432 de zile de evaluare
  - modelul Normal este depășit în 2,25% din zile, de peste două ori mai des decît ar trebui
  - doar FHS (simulare istorică filtrată), cu 1,23%, se află în intervalul binomial de 95% [0,74%; 1,27%]
- Capitolul recapitulează capitolele 0–18 prin șapte capcane și pregătește proiectul de echipă
  - replicare, preînregistrare și o grilă de specificații

▸ **Graficul central: Mini-multivers pe datele cursului: 27 de specificații pe indice**

Ce face dintr-un rezultat o concluzie? (1/2)

Capitolul pe scurt

- Întrebarea: cînd merită încredere un rezultat empiric despre piețe?
  - și cînd reflectă doar datele, felul în care a fost construită analiza sau norocul?
- Partea I: cursul într-o singură imagine, recapitularea capitolelor 0–18
  - șapte capcane
  - un studiu de caz integrat, de la prețurile brute ale BET la un Value-at-Risk (VaR) de 1% validat prin backtesting
  - BET: indicele de referință al Bursei de Valori București (BVB)
- Firul principal: GARCH prognozează volatilitatea, DCC corelațiile, iar VaR și ES le transformă într-o pierdere
  - GARCH: Generalised AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
  - DCC: Dynamic Conditional Correlation
  - ES: Expected Shortfall, pierderea medie dincolo de VaR
- Partea a II-a: proiectul de echipă și AI (inteligența artificială) în proiect
  - un studiu de caz despre erorile nestandard
  - bucla de descoperire asistată de AI
  - ghidul proiectului pas cu pas: ▸ Anexă

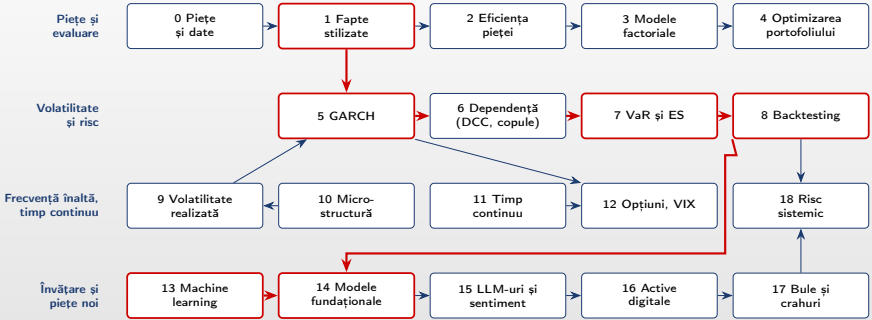
Ce face dintr-un rezultat o concluzie? (2/2)

Rezultatele învățării

- Calculați, de la date, o prognoză de risc validată prin backtesting, cu inferență corectă
- Interpretați un rezultat empiric după ce verificați cele șapte capcane în propriul cod
- Calculați puterea testului principal într-un plan de proiect cu replicare, identificare și grilă de specificații
- Aprofundări și Anexa: lectură pentru familiarizare

- Exemplele detaliate și subiectele avansate sînt în Aprofundări, după Concluzii
  - butonul din subsol duce la ele, iar butonul Înapoi revine la slide-ul de plecare

Structura cursului



Ce leagă etapele analizei

- Roșu: firul principal, de la faptele stilizate la prognoze de risc verificabile
  - Capitolul 1: cozi groase, gruparea volatilității (*volatility clustering*), aproape nicio predictibilitate liniară
  - Capitolele 5–8: GARCH dă σ_{t+1}, VaR și ES dau pierderea
  - backtesting-ul arată dacă prognoza este fiabilă
- Capitolele 9–12 măsoară volatilitatea mai precis și o modelează în timp continuu
  - date intraday, prețuri de opțiuni, VIX
  - VIX: indicele volatilității implicite a indicelui *Standard & Poor's* 500 (S&P 500)
- Capitolele 13–15 aduc modele flexibile, inclusiv modele lingvistice mari (Large Language Models, LLM)
  - evaluate cu instrumentele din Capitolul 8
- Capitolele 16–18 aplică aceleași instrumente activelor cripto, bulelor și întregului sistem financiar
- Capitolul special 20: volatilitatea realizată prognozată cu semnătura traiectoriei
  - pe datele VOLARE (VOLatility Archive for Realized Estimates)
- Formule de inferență suplimentare: covarianța Shanken, cvasi-verosimilitatea maximă (QMLE), cuantila empirică: Anexă

Cinci întrebări pentru orice model

Înainte de estimare

- **Date**: ce serie, ce calendar, ce ajustări (dividende, split-uri, sărbători)?
- **Model**
  - ce fapt stilizat surprinde?
  - ce fapt stilizat ignoră?
- **Estimare**: pe ce fereastră, cu ce informație la momentul t?

După estimare

- **Evaluare**: în afara eșantionului (*out-of-sample*), cu o funcție de pierdere potrivită țintei?
  - QLIKE (pierderea de cvasi-verosimilitate) pentru variantă
  - FZ0 (scorul Fissler–Ziegel) pentru perechea (VaR, ES)
- **Incertitudine**: erori standard robuste, bootstrap, test față de un reper simplu?
- Fără răspuns la fiecare întrebare, rezultatul nu este încă o concluzie

Capitolul 0: Piețele financiare în 2026

- Piețele combină burse, dealeri extrabursieri, fonduri, algoritmi și blockchain-uri
  - fonduri tranzacționate la bursă (exchange-traded funds, ETF)
- SPY, 2015–2026: CAGR de 13,7%, volatilitate anualizată de 17,6%
  - SPY: ETF pe S&P 500, cu dividende reinvestite
  - CAGR: Compound Annual Growth Rate, rata anuală compusă de creștere
- Bitcoin, aceeași perioadă: CAGR de 60,6%, volatilitate anualizată de 66,7%
- BET, iulie 2007 – februarie 2009: un drawdown de $-82{,}5\%$
- Erorile standard ale mediei și volatilității estimate din randamente log i.i.d.
  - Y: lungimea eșantionului în ani; T: numărul de randamente zilnice; K: kurtosis-ul populației

$$\mathrm{SE}(\hat{\mu}_{\mathbf{ann}}) = \frac{\sigma_{\mathbf{ann}}}{\sqrt{Y}}, \qquad \mathrm{SE}(\hat{\sigma}) \approx \sigma\sqrt{\frac{K-1}{4T}}$$

  - $\mathrm{SE}(\hat{\sigma})$ presupune moment de ordin patru finit, pus sub semnul întrebării în Capitolul 1
- SPY: $\mathrm{SE}(\hat{\mu}_{\mathbf{ann}}) \approx 5{,}1\%$ pentru un randament log mediu anualizat de 12,8%
  - mediile abia pot fi estimate, volatilitățile da

Capitolul 1: Fapte stilizate și randamente

- Randamentele sînt necorelate, dar nu independente Cont (2001)
  - mărimea lor este previzibilă, semnul aproape deloc
- Indicele cozii (*tail index*) α: probabilitatea unei pierderi peste x scade ca $x^{-\alpha}$
- Estimatorul Hill folosește cele mai mari k pierderi, ordonate $L_{(\mathbf{1})} \geq \cdots \geq L_{(k+\mathbf{1})}$ Hill (1975)

$$\hat{\alpha} = \Big[\frac{1}{k}\sum_{i=\mathbf{1}}^{k} \ln \frac{L_{(i)}}{L_{(k+\mathbf{1})}}\Big]^{-\mathbf{1}}, \qquad \mathrm{SE}(\hat{\alpha}) \approx \frac{\hat{\alpha}}{\sqrt{k}} \text{ pentru pierderi i.i.d.}$$

- BET, $k = 153$: $\hat{\alpha} = 2{,}39$, CI 95% prin bootstrap pe blocuri $[2{,}12; 3{,}03]$
  - CI: Confidence Interval, interval de încredere
- Intervalul i.i.d., $\hat{\alpha} \pm 1{,}96\,\hat{\alpha}/\sqrt{k} = [2{,}01; 2{,}77]$, este mai îngust
  - pierderile mari vin în grupuri
- $\alpha < 4$: momentul de ordinul patru este probabil infinit
- Zilele dincolo de 5σ sînt de peste 1 000 de ori mai frecvente decît sub distribuția Normală
  - distribuția Normală dă $2\Phi(-5) \approx 5{,}7 \times 10^{-\mathbf{7}}$ pe zi
  - adică o asemenea zi la aproximativ 7 000 de ani

Capitolul 2: Eficiența pieței

- Ipoteza piețelor eficiente: prețurile reflectă pe deplin informația disponibilă
- Un test al predictibilității randamentelor anormale este un test comun Fama (1970)
  - al eficienței și al modelului de randament așteptat
- Raportul variațelor pe q perioade și statistica lui robustă la heteroscedasticitate Lo & MacKinlay (1988)

$$VR(q) = \frac{\mathrm{Var}(r_t + \cdots + r_{t-q+\mathbf{1}})}{q\,\mathrm{Var}(r_t)}, \qquad z^*(q) = \frac{\widehat{VR}(q) - 1}{\widehat{\mathrm{SE}}^*} \Rightarrow N(0,1)$$

  - $z^*(q)$ presupune moment de ordin patru finit, pus sub semnul întrebării în Capitolul 1
- Mai multe orizonturi deodată: $\max_q |z^*(q)|$, cu valorile critice Chow–Denning Chow & Denning (1993)
- Ponderea ferestrelor mobile (*rolling*) în care ipoteza mersului aleator (*random walk*) este respinsă
  - S&P 500 6,7%, BET 22,4%, Bitcoin 0,0%
- O respingere statistică nu înseamnă profit exploatabil

Capitolul 3: Modele factoriale și evaluarea activelor

- Randamentele așteptate ar trebui să remunereze doar expunerea la factori sistematici
- Testul GRS (testul Gibbons–Ross–Shanken): toate constantele (erorile de evaluare) $\hat{\alpha}$ sînt zero Gibbons, Ross & Shanken (1989)
  - T perioade, N active și K factori

$$\mathrm{GRS} = \frac{T-N-K}{N} \, \frac{\hat{\alpha}^{\top} \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha}}{1 + \hat{\mu}_f^{\top} \hat{\Omega}^{-1} \hat{\mu}_f} \;\sim\; F(N, T-N-K)$$

  - $\hat{\mu}_f$: mediile factorilor; $\hat{\Sigma}$, $\hat{\Omega}$: covariațele reziduurilor și ale factorilor
  - F exactă doar pentru erori i.i.d. Normale
- 25 de portofolii după mărime și raportul valoare contabilă/de piață
  - panta SML (security market line) este $-4{,}4\%$
- GRS $= 4{,}18$, față de o valoare critică de 5% sub 1,6
  - CAPM (Capital Asset Pricing Model) este respins ($p < 0{,}01$)
- ETF-uri sectoriale: prima componentă principală (piața) explică 66% din variață

Capitolul 4: Optimizarea portofoliului

- Markowitz formulează corect problema, dar eroarea de estimare domină soluția Markowitz (1952)
- Eroarea standard a raportului Sharpe pe perioadă, pentru randamente i.i.d. Normale și T perioade Lo (2002)

$$\mathrm{SE}(\widehat{SR}) \approx \sqrt{(1 + \widehat{SR}^2/2)/T}$$

  - $\mathrm{SE}(\widehat{SR})$ presupune moment de ordin patru finit, pus sub semnul întrebării în Capitolul 1
- Pe eșantioane de 60 de luni, raportul Sharpe median este 1,56 în eșantion (*in-sample*)
  - dar cel adevărat median este doar 0,30
- 96% dintre portofoliile tangente estimate sînt inferioare portofoliului 1/N DeMiguel, Garlappi & Uppal (2009)
  - 1/N este un reper greu de depășit
- Portofoliul A față de 1/N: testăm $SR_A - SR_B = 0$ cu inferență HAC (*Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent*, erori standard robuste la heteroscedasticitate și autocorelație) sau bootstrap studentizat Ledoit & Wolf (2008)
  - nu comparăm două estimări punctuale

Capitolul 5: Volatilitate condiționată: GARCH

- Din cauza grupării volatilității, șocul de azi anticipează varianța de mîine Engle (1982), Bollerslev (1986)
- Modelul GARCH(1,1) și prognoza lui pe h zile
  - ε_t: șocul; α, β: ponderile ultimului șoc și ale ultimei variațe

$$\sigma^2_{t+1} = \omega + \alpha\,\varepsilon_t^2 + \beta\,\sigma_t^2, \qquad \bar{\sigma}^2 = \frac{\omega}{1-\alpha-\beta}$$

$$\sigma^2_{T+h|T} = \bar{\sigma}^2 + (\alpha+\beta)^{h-1}\left(\sigma^2_{T+1|T} - \bar{\sigma}^2\right)$$

- Persistența $\alpha+\beta$ este rata cu care prognoza revine la nivelul de termen lung $\bar{\sigma}^2$
  - timpul de înjumătățire este $h_{1/2} = \ln 0{,}5 / \ln(\alpha+\beta)$
- S&P 500, 2000–2026: $\alpha+\beta = 0{,}9948$, deci $h_{1/2} = 132$ de zile
- Persistența BET nu poate fi separată de 1
  - capcana „Persistența aproape de 1"

Capitolul 6: Volatilitate multivariată și dependență

- Corelațiile se schimbă odată cu regimul macroeconomic
  - diversificarea nu este garantată
- Corelația din criză crește mecanic odată cu volatilitatea, deci testăm pe corelația ajustată Forbes & Rigobon (2002)

$$\rho^* = \frac{\rho}{\sqrt{1 + \delta(1 - \rho^2)}}$$

  - ρ: corelația din criză
  - δ: creșterea relativă a varianței pieței-sursă de la perioada calmă la criză
  - testul pe ρ^* presupune moment de ordin patru finit, pus sub semnul întrebării în Capitolul 1
- SPY–TLT: ρ a urcat de la $-0{,}40$ la 0,11 după 2022
  - TLT: ETF pe obligațiuni americane pe termen lung
- Volatilitatea unui portofoliu 60/40 a crescut în același timp de la 10,4% la 13,2%
- Corelația DCC dintre Bitcoin și SPY: 0,04 înainte de 2020 și 0,31 de atunci

Capitolul 7: VaR și Expected Shortfall

- VaR este o cuantilă a pierderii
- ES, pierderea medie dincolo de ea, este o măsură de risc coerentă
- Definițiile, cu q_α cuantila α a randamentelor r (distribuție continuă)

$$\mathrm{VaR}_\alpha = -q_\alpha, \qquad \mathrm{ES}_\alpha = -\mathbb{E}\big[r \mid r \le q_\alpha\big] = \frac{1}{\alpha}\int_0^\alpha \mathrm{VaR}_u \, du$$

- S&P 500, zilnic: VaR-ul istoric $\mathrm{VaR}_{1\%} = 3{,}45\%$, iar $\mathrm{ES}_{1\%} = 5{,}03\%$
- VaR-ul bazat pe distribuția Normală este de doar 2,80%
  - cozile groase contează
- Simularea istorică filtrată și EVT (*Extreme Value Theory*, teoria valorilor extreme) condiționată reacționează la volatilitate în cîteva zile McNeil & Frey (2000)

Capitolul 8: Backtesting și evaluarea prognozelor de risc

- Testăm numărul și momentul depășirilor: acoperirea și independența Kupiec (1995), Christoffersen (1998)
- Kupiec, cu x depășiri în T zile și rata observată $\hat{\pi} = x/T$

$$LR_{uc} = -2 \ln \frac{(1-\alpha)^{T-x}\alpha^{x}}{(1-\hat{\pi})^{T-x}\hat{\pi}^{x}} \sim \chi^2_1$$

- Christoffersen: $LR_{ind} \sim \chi^2_1$ compară rata depășirilor după o zi fără depășire cu rata după o depășire
  - formula: Pasul 4 al studiului de caz
- S&P 500, VaR 1%, 2007–2026: rata depășirilor (țința: 1%)
  - Normal 2,70%
  - HS (simulare istorică) 1,67%
  - FHS (simulare istorică filtrată) 1,23%
  - GARCH-EVT (filtru GARCH cu o coadă din teoria valorilor extreme) 1,15%
- Pe S&P 500 și BET, un filtru GARCH combinat cu o coadă flexibilă dă cele mai bune rezultate
  - FHS, GARCH-EVT

Capitolul 9: Volatilitate realizată

- Prețurile intraday măsoară varianța zilnică (RV, Realised Variance, varianța realizată)
- Modelul log-HAR (autoregresiv heterogen, *Heterogeneous AutoRegressive*) aproximează persistența ei observată pe orizonturi finite Corsi (2009)

$$\ln RV_{t+\mathbf{1}} = b_{\mathbf{0}} + b_d \ln RV_t + b_w \overline{\ln RV}_t^{(\mathbf{5})} + b_m \overline{\ln RV}_t^{(\mathbf{22})} + u_{t+\mathbf{1}}$$

  - $\overline{\ln RV}_t^{(\mathbf{5})}$, $\overline{\ln RV}_t^{(\mathbf{22})}$: media lui $\ln RV$ pe ultimele 5 și 22 de zile
  - un HAR staționar este un model autoregresiv (AR) finit: memorie scurtă în sens asimptotic
- SPY: kurtosis-ul randamentelor de la deschidere la închidere este 15,73
  - după împărțirea la $\sqrt{RV_t}$ scade la 2,66
- log-HAR reduce QLIKE față de GARCH(1,1)-t
  - cu 10% pentru SPY ($p = 0{,}021$)
  - cu 22% pentru Bitcoin
  - testul DM (testul Diebold–Mariano de comparare a prognozelor) pe QLIKE cere momente finite și o dependență slabă pentru diferențialul de pierdere d_t, nu pentru randamente

Capitolul 10: Microstructura pieței

- Prețurile se formează în registre de ordine limită
- Spread-ul compensează costurile de procesare, riscul de inventar și selecția adversă
- Spread-ul Roll: oscilația între bid și ask
  - face ca variațiile consecutive ale prețului de tranzacționare, Δp_t, să fie negativ corelate

$$s_{\mathbf{Roll}} = 2\sqrt{-\mathrm{Cov}(\Delta p_t, \Delta p_{t-\mathbf{1}})}$$

- Cînd covarianța empirică este pozitivă, estimatorul nu este definit
  - raportați cît de des se întîmplă
- Raportul Amihud (puncte de bază, bp, la 1 milion de dolari americani, USD)
  - SPY 0,0016, Banca Transilvania 24,7, Transelectrica 1 024,0
- SPY: variația prețului în primele 5 minute este de 2,06 ori mai mare
  - decît într-un interval de aceeași durată de la prînz

Capitolul 11: Modele în timp continuu

- Mișcarea browniană este limita unui mers aleator cu pași din ce în ce mai mici
- Lema lui Itô rezolvă ecuațiile diferențiale stocastice ale prețurilor
- Normalitatea randamentelor log ale mișcării browniene geometrice (Geometric Brownian Motion, GBM)
  - testul Jarque–Bera, cu S asimetria și K kurtosis-ul empiric

$$JB = \frac{T}{6}\left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4}\right) \sim \chi^2_2$$

- S&P 500 față de GBM: 62 de zile dincolo de ± 4 abateri standard, față de 0,59 așteptate
- Indicele Hill al cozii pierderilor S&P 500 este sub 4 (Capitolele 1 și 16)
  - momentul de ordinul patru este probabil infinit
- Salturile: $(RV - BV)$ standardizat $\Rightarrow N(0,1)$ Barndorff-Nielsen & Shephard (2006)
  - BV: variația bipower, robustă la salturi

Capitolul 12: Opțiuni și suprafața de volatilitate

- Black–Scholes evaluează opțiunile prin acoperirea riscului (*hedging*) Black & Scholes (1973)
  - volatilitatea implicită: valoarea lui σ extrasă din prețurile opțiunilor, o mărime neutră la risc, nu o prognoză a volatilității fizice
- Prima de risc a variației (ex ante): $E_t^Q[RV_{t,t+\mathbf{21}}] - E_t^P[RV_{t,t+\mathbf{21}}]$
  - $VIX_t^{\mathbf{2}}$ estimează primul termen, varianța așteptată neutră la risc pe luna următoare; al doilea cere o prognoză
  - $RV_{t,t+\mathbf{21}}$: varianța realizată în următoarele 21 de zile de tranzacționare
- Diferența realizată ex post, cunoscută abia la $t + 21$:

$$VIX_t^{\mathbf{2}} - RV_{t,t+\mathbf{21}}$$

- Valorile consecutive se suprapun, deci media cere erori Newey–West cu cel puțin 21 de laguri
  - eroarea standard a mediei presupune moment de ordin patru finit, pus sub semnul întrebării în Capitolul 1
- 1990–2026: VIX-ul mediu este 19,4
  - volatilitatea realizată medie în luna următoare este 15,3
- Diferența realizată ex post este pozitivă în 86% din zile, dar nu și în perioadele de crah
  - semnul ei nu identifică semnul primei ex ante

Capitolul 13: Machine Learning în finanțe

- Modelele sînt flexibile, dar semnalul este slab și zgomotul mare López de Prado (2018)
  - specificul finanțelor ține de procesul de validare
- Validarea K-fold cu amestecare raportează o acuratețe de 69,4% pe zgomot pur
  - scurgerea de informație (*leakage*): date din setul de test ajunse în antrenare
- Remediu: purging și embargo după setul de test
  - purging: eliminarea din antrenare a etichetelor care se suprapun cu testul
- Selecția dintre N strategii: raportul Sharpe deflatat testează $SR > \mathbb{E}[\max_N \widehat{SR}]$ Bailey & López de Prado (2014)
  - pragul: media celui mai mare Sharpe estimat dintre N strategii fără abilitate
  - pragul crește cu N
- S&P 500, diferențiere fracționară de ordin d: testul de rădăcină unitară cu un lag respinge de la $d^* = 0{,}25$
  - o respingere ADF (*Augmented Dickey–Fuller*, testul Dickey–Fuller augmentat) nu dovedește staționaritatea: filtrul finit are suma ponderilor nenulă (0,178 la $d = 0{,}25$), deci seria păstrează o componentă proporțională cu log-prețul
  - corelația ei cu log-prețul, 0,98, doar ilustrează această componentă
- Niciun model nu depășește regula naivă „piața crește mereu”

Capitolul 14: Deep learning și modele fundaționale pentru serii de timp

- LSTM-urile (Long Short-Term Memory) și Transformerele învață din secvențe
- Modelele fundaționale prognozează zero-shot
  - fără antrenare pe seria analizată
- Testul Diebold–Mariano pe diferențele de pierdere d_t dintre două modele Diebold & Mariano (1995)
  - $\hat{\Omega}$: dispersia de termen lung HAC a lui d_t

$$t_{DM} = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\hat{\Omega}/T}} \Rightarrow N(0,1)$$

- Prognoza volatilității realizate a SPY, QLIKE (mai mic este mai bine)
  - Chronos-2 0,223, log-HAR 0,226, GARCH-t 0,273, pe grila exactă de 78 de bare de 5 minute
- Chronos-2 și log-HAR nu diferă semnificativ (DM $p = 0{,}539$)
  - testul DM pe QLIKE cere momente finite și o dependență slabă pentru diferențialul de pierdere d_t, nu pentru randamente
- VaR 1% din Chronos-2, fără recalibrare, pe S&P 500: rata depășirilor este 1,67%
- Cu multe modele candidate: mulțimea de încredere a modelelor (MCS) Hansen, Lunde & Nason (2011)

Capitolul 15: LLM-uri și analiza sentimentului

- De la dicționare la FinBERT și la LLM-uri: textul este transformat într-o variabilă numerică
- Regresia predictivă $r_{t+\mathbf{1}} = a + b\, S_t + \varepsilon_{t+\mathbf{1}}$, cu S_t scorul de sentiment Stambaugh (1999)
  - un S_t persistent, cu inovații corelate cu randamentele, deplasează $\hat{b}$ și testul t
- Clasificatorii evaluați pe aceleași texte se compară împerecheat, cu testul McNemar exact
- Qwen 7B față de Qwen 1.5B pe titluri financiare: acuratețea crește cu 21,5 puncte procentuale
  - McNemar $p < 0{,}001$
- O strategie pe sentimentul titlurilor are un raport Sharpe de $+0{,}63$ înainte de costuri
  - și de $-1{,}48$ după costuri
- Costul de tranzacționare care anulează cîștigul: 1,5 bp pe tranzacție

Capitolul 16: Active digitale și DeFi

- Studiul de caz al capitolului (Pele et al. (2023)): criptomonedele formează o clasă de active distinctă
  - într-un spațiu al caracteristicilor în care un factor legat de cozi le separă
- DeFi (Decentralised Finance, finanțele descentralizate) funcționează prin contracte inteligente
- Legătura Bitcoin–S&P 500: sup-Wald 20,1 Andrews (1993)
  - sup-Wald: cea mai mare statistică Wald pe toate datele candidate de ruptură
  - valoarea critică de 5%: 11,6
  - statistica Wald cere $\mathbb{E}[x_t^2 u_t^2] < \infty$ (regresor $\times$ eroare), o condiție de ordin patru pusă sub semnul întrebării în Capitolul 1
- Ruptura estimată: 9 mar. 2020, nu lansarea ETF-urilor din 2024
- Indicele Hill al cozii pierderilor
  - Bitcoin 2,73, CI 95% $[2{,}12; 3{,}33]$
  - S&P 500 2,87, CI 95% $[2{,}07; 3{,}67]$
- Diferența Bitcoin − S&P 500, cu un bootstrap comun pe blocuri: $-0{,}14$, CI 95% $[-1{,}68; 0{,}71]$
  - intervalul conține 0: nicio dovadă că cozile Bitcoin sînt mai groase; nerespingerea nu înseamnă egalitate
  - suprapunerea celor două intervale nu este un test al diferenței

Capitolul 17: Bule și crahuri

- O bulă este o traiectorie a prețului care crește mai repede decît o pot justifica fundamentele
- GSADF: cea mai mare statistică ADF pe coada din dreapta Phillips, Shi & Yu (2015)
  - pe toate fracțiunile de eșantion $[r_1, r_2]$ de lungime cel puțin r_0

$$GSADF = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} \sup_{r_1 \in [0, r_2 - r_0]} ADF_{r_1}^{r_2}$$

- Schimbările de volatilitate distorsionează nivelul testului
  - valori critice prin wild bootstrap
- Bitcoin 2014–2026 (săptămînal): GSADF 3,85 față de valoarea critică de 95% 2,82 din wild bootstrap (2,27 Monte Carlo)
  - sînt detectate episoade explozive
- Un regim față de două regimuri Markov pentru Bitcoin: $LR = 123{,}2$
  - față de valoarea critică de 95% din bootstrap parametric 11,8 ($p = 0{,}005$)

Capitolul 18: Risc sistemic și rețele

- Riscul sistemic: pierderile unei instituții care se propagă în tot sistemul
- ΔCoVaR: variația VaR-ului sistemului cînd instituția i, cu randamentul X^i, trece de la mediană la stres

$$\Delta\text{CoVaR}^i = \text{CoVaR}_\alpha^{sys|X^i=-\text{VaR}_\alpha^i} - \text{CoVaR}_\alpha^{sys|X^i=\textbf{median}}$$

- ΔCoVaR 1% pentru unsprezece bănci: 4 din 25 de perechi din aceeași regiune diferă la 5%
  - 0 după corecția Holm
- Comparația prin simpla suprapunere a intervalelor nu ar fi ierarhizat nicio pereche
- LRMES, simulat din GJR–GARCH (GARCH asimetric Glosten–Jagannathan–Runkle) și DCC Brownlees & Engle (2017)
  - LRMES: pierderea așteptată a unei bănci cînd piața scade cu peste 10% în 22 de zile
  - JPMorgan 10,6% în prezent, față de 23,7% cu informația din 31 martie 2020

Erori metodologice: deplasarea de anticipare și supraajustarea

- **Deplasarea de anticipare** (*look-ahead bias*): o estimare pe tot eșantionul introduce informație din viitor
  - orice parametru, prag sau factor de scalare estimat pe tot eșantionul
  - Exemple: parametri GARCH sau standardizare pe tot eșantionul, etichete care se suprapun cu setul de test (Capitolul 13; efectul pe BET: studiul de caz)
  - Remediu: ferestre mobile sau în extindere, purging și embargo, mulțimea de informație $\mathcal{F}_{t-1}$ scrisă lîngă fiecare prognoză
- **Supraajustarea** (*overfitting*): ajustarea în eșantion recompensează zgomotul (Capitolul 4)
  - zgomotul nu se repetă în afara eșantionului
  - Supraajustarea backtest-ului: încercăm multe strategii și o păstrăm pe cea mai bună Bailey et al. (2017)
  - Raportul Sharpe deflatat corectează pentru numărul de încercări și pentru randamentele non-normale Bailey & López de Prado (2014)
  - Remediu: planul analizei fixat înainte de perioada de test, toate modelele încercate raportate, un reper simplu (1/N, simulare istorică, mers aleator, log-HAR)

Eroare metodologică: testarea multiplă (1/2)

- Capitolul 3: din 300 de factori fără putere explicativă, în medie 15,0 trec de $|t| > 1{,}96$
  - cel mai bun ajunge la $|t| \approx 3{,}06$
  - de aceea literatura cere $|t| > 3$ Harvey, Liu & Zhu (2016)
- Anomalii de calendar, reguli de tranzacționare, specificații
  - fiecare test în plus adaugă o șansă de descoperire falsă
- Remediu: numărați testele și corectați

Eroare metodologică: testarea multiplă (2/2)

- Cu m teste, valorile p (*p-values*) ordonate $p_{(1)} \leq \cdots \leq p_{(m)}$ și nivelul a, respingem $H_{(i)}$ dacă

Bonferroni:	$p_{(i)} \leq a/m$
Holm:	$p_{(j)} \leq a/(m-j+1)$ pentru orice $j \leq i$
Benjamini–Hochberg:	$i \leq \max\{k : p_{(k)} \leq k\, a/m\}$

  - Bonferroni și Holm Holm (1979) controlează probabilitatea oricărei descoperiri false (FWER)
  - Holm respinge cel puțin tot ce respinge Bonferroni
  - Benjamini–Hochberg (BH) Benjamini & Hochberg (1995) controlează ponderea așteptată a descoperirilor false printre respingeri (FDR)
  - Pentru prognoze: mulțimea de încredere a modelelor (MCS) în locul multor teste pe perechi Hansen, Lunde & Nason (2011)

Eroare de date: alinierea randamentelor în locul prețurilor

- Bitcoin se tranzacționează zilnic, SPY doar în zilele lucrătoare
  - Greșit: calculăm fiecare randament pe calendarul propriu, apoi păstrăm zilele comune: mișcările Bitcoin din weekend dispar
  - Corect: păstrăm zilele comune ale **prețurilor**, apoi calculăm randamentele: ziua de luni acoperă intervalul vineri–luni pentru ambele
- Bitcoin, 2020–2026, în zilele comune: randament cumulat 1 025% (corect) față de 680% (greșit)
  - Abaterea standard a zilei de luni 5,04% (corect) față de 3,83% (greșit): alinierea greșită ascunde riscul din weekend
- Remediu: aliniați întîi prețurile pe zilele comune
  - o serie analizată singură rămîne pe calendarul propriu

Eroare de inferență: ignorarea cozilor groase

- Erorile standard clasice presupun independență și momente finite ale mărimii analizate
  - varianța, autocorelațiile și Sharpe: momentul de ordin patru al randamentelor; DM: momentele diferențialului de pierdere; QMLE Gaussian: momentul patru al inovațiilor standardizate
  - BET: $\hat{\alpha} = 2{,}39$, CI 95% [2,12; 3,03] (Capitolul 1): sub o coadă de tip Pareto, compatibil cu un kurtosis infinit, nu o dovadă
  - Excesul de kurtosis empiric (11,1) nu estimează un parametru finit dacă $\alpha < 4$, iar un interval bootstrap pentru el nu este valid Athreya (1987): raportați indicele cozii
- Remediu: erori HAC, bootstrap pe blocuri, intervale care respectă frontiera parametrilor
  - bootstrap pe blocuri acolo unde este valid
- Eroarea standard HAC Newey–West a unei medii $\bar{d}$ Newey & West (1987): $\mathrm{SE}(\bar{d}) = \sqrt{\hat{\Omega}/T}$, cu

$$\hat{\Omega} = \hat{\gamma}_0 + 2\sum_{j=1}^{L}\Big(1 - \frac{j}{L+1}\Big)\hat{\gamma}_j$$

  - $\hat{\gamma}_j$: autocovarianța empirică la lagul j; L: numărul de laguri; ponderile Bartlett garantează $\hat{\Omega} \geq 0$
  - Aceeași dispersie de termen lung intră în testul Diebold–Mariano (Pasul 5)

Persistența aproape de 1: care frontieră? (1/2)

- $p = \alpha + \beta \leq 1$ este o restricție pe care o alegem, nu o proprietate a modelului GARCH
  - în interior, varianța necondiționată și timpul de înjumătățire sînt finite
  - egalitatea este frontiera IGARCH (GARCH integrat)
- Fără restricție, un p puțin peste 1 este admisibil Nelson (1990)
  - procesul poate fi strict staționar, cînd $E \ln(\alpha z_t^2 + \beta) < 0$
  - dar nu are varianță finită și nici timp de înjumătățire
- BET: $\hat{p} = 0{,}9907$ se află în interiorul regiunii
  - dificultatea vine de la p **adevărat**, care poate fi egal cu 1
- La $p = 1$ estimatorul nu este aproximativ Normal Andrews (1999)
  - deci intervalul Wald [0,974; 1,007] nu este informativ sub restricția noastră, nu „greșit"

Persistența aproape de 1: care frontieră? (2/2)

- Testul raportului de verosimilitate pentru H_0: $p = 1$ are distribuția de frontieră $\frac{1}{2}\chi^2_0 + \frac{1}{2}\chi^2_1$
  - valoarea critică de 5% este 2,71 în loc de 3,84
  - BET: $LR = 1{,}01$, valoarea p 0,16, deci IGARCH nu este respins
- CI din verosimilitatea profil, în spațiul $p \leq 1$: [0,975; 1]
  - deci timpul de înjumătățire este de cel puțin 27 de zile, fără o limită superioară finită
- Valorile critice de frontieră se aplică doar cînd parametrul adevărat poate fi pe marginea spațiului impus
  - nu ori de cîte ori o estimare este aproape de o limită

Eroare de evaluare: o funcție de pierdere care nu poate ierarhiza ținta

- Prognoza de variață f_t se compară cu un proxy zgomotos $\hat{\sigma}_t^2$ (r_t^2 sau RV_t)
  - pierderea MSE (Mean Squared Error): $(\hat{\sigma}_t^2 - f_t)^2$
  - QLIKE: $\hat{\sigma}_t^2/f_t - \ln(\hat{\sigma}_t^2/f_t) - 1$
- Cu un proxy condiționat nedeplasat, MSE și QLIKE ierarhizează prognozele la fel ca varianța adevărată Patton (2011)
- QLIKE depinde doar de raportul proxy/prognoză, deci zilele volatile cîntăresc mai puțin decît la MSE
- Capitolul 9: log-HAR bate GARCH în QLIKE, dar comparația în MSE nu este concludentă
- ES singur nu are o funcție de scor strict consistentă (minimizată în medie doar de prognoza corectă) pe clasele largi obișnuite de distribuții
- Perechea (VaR, ES) are una Fissler & Ziegel (2016): scorul FZ0 (Pasul 5)
  - cu teste Diebold–Mariano Diebold & Mariano (1995)
  - precizia lor este limitată în eșantioane finite Pele & Mazurencu-Marinescu-Pele (2026)
- Remediu: alegeți funcția de pierdere înainte de comparație și precizați-o în raportul proiectului

Studiu de caz integrat: metode din patru capitole (1/2)

Întrebarea

- Cît poate pierde mîine o poziție pe indicele BET, cu probabilitatea de 1%?
- Pe ce prognoză a acestei pierderi ne-am fi putut baza în timp real, în 2005–2026?

Date

- Indicele BET, valori oficiale zilnice de închidere, 6 ian. 2000 – 18 sept. 2026
  - 6 670 de randamente log zilnice
- Randamentul log, în %: $r_t = 100 \ln(P_t / P_{t-1})$, iar pierderea $L_t = -r_t$
- Eliminate: înregistrările duplicate și rîndurile datate în weekend
  - zilele cu închidere neschimbată rămîn

Studiu de caz integrat: metode din patru capitole (2/2)

Cei cinci pași

- Capitolul 1: fapte stilizate, cu inferență robustă
- Capitolul 5: GARCH(1,1) cu inovații Student-t
- Capitolul 7: VaR 1% pentru o zi, din patru modele
- Capitolul 8: acoperire, independență și zonele Basel
- Compararea formală a celor patru modele
  - pierderea FZ0, teste Diebold–Mariano (DM), mulțimea de încredere a modelelor

Semnificațiile simbolului α în studiul de caz

Unde	Sensul lui α	Valoarea	Intră în
Pasul 1, Hill	indicele cozii pierderilor	2,39	$P(L > x)$ scade ca $x^{-\alpha}$
Pasul 2, GARCH	ponderea pătratului șocului de ieri	0,192	$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2$
Pașii 3–4, VaR și Kupiec	nivelul VaR: probabilitatea promisă a depășirii	1%	LR_{uc}, DQ
Pasul 5, FZ0 și ES	nivelul ES cu care se evaluează perechea (VaR, ES)	2,5%	$S(v, e; y)$

- Înainte de a înlocui o cifră, întrebați-vă despre ce α este vorba în formulă
  - testul Kupiec cere $\alpha = 0{,}01$, niciodată 2,39 sau 0,192
- Și litera p are două sensuri aici
  - persistența GARCH $p = \alpha + \beta$ și valoarea p a unui test

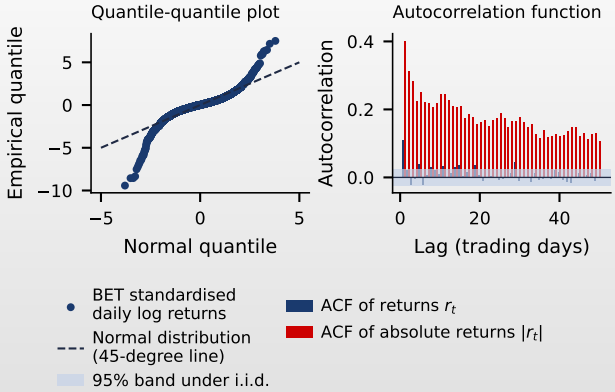
Pasul 1: ce măsurăm și cu ce test

- Cozile: indicele Hill $\hat{\alpha}$ al cozii pierderilor, cu un CI 95% prin bootstrap pe blocuri
  - formula: recapitularea Capitolului 1
- Gruparea volatilității: autocorelațiile lui $|r_t|$ și testul Ljung–Box pe r_t^2

$$Q(m) = T(T+2)\sum_{k=1}^{m} \frac{\hat{\rho}_k^2}{T-k} \;\sim\; \chi^2_m \text{ sub } H_0$$

  - H_0: primele m autocorelații sînt zero; $\hat{\rho}_k$: autocorelația empirică la lagul k
  - aici $m = 10$, deci valoarea critică de 5% este 18,3
- Graficul următor
  - în stînga, cuantilele randamentelor standardizate față de cele ale distribuției Normale
  - în dreapta, ACF (funcția de autocorelație) a lui r_t și a lui $|r_t|$

Pasul 1: faptele stilizate ale BET



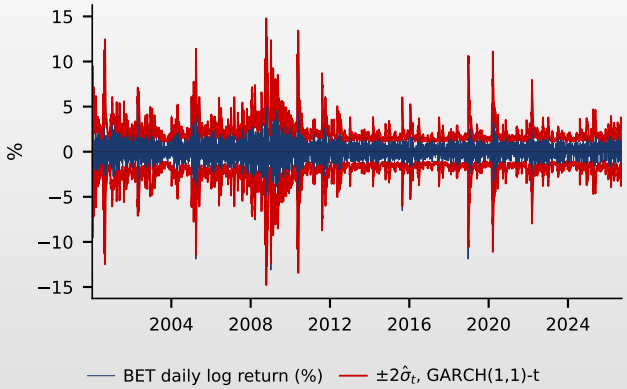
MFM_ch19_case_study ▶ Interactiv

Pasul 1: citirea graficului

- **Cozi groase** (stînga)
  - Indicele Hill al cozii pierderilor: $\hat{\alpha} = 2{,}39$, CI 95% [2,12; 3,03]
  - kurtosis-ul nu se raportează, pentru că $\hat{\alpha} < 4$
  - 51 de zile dincolo de ± 4 abateri standard, față de 0,42 așteptate sub distribuția Normală
  - cea mai mare pierdere: $-13{,}1\%$, pe 7 ian. 2009
- **Gruparea volatilității** (dreapta)
  - ACF a lui $|r_t|$ la lagul 1: 0,40, cu o scădere lentă (banda presupune randamente i.i.d.)
  - Ljung–Box $Q(10)$ pe r_t^2: 2 440, față de valoarea critică de 18,3
  - testul pe r_t^2 cere moment finit de ordin opt pentru limita χ^2 obișnuită
- Autocorelația de ordinul 1 a randamentelor: 0,11
  - tipică pentru o piață mai puțin lichidă (Capitolele 2, 10)
- Un VaR Normal cu volatilitate constantă este deci prea mic în stres și prea mare în perioadele calme

MFM_ch19_case_study

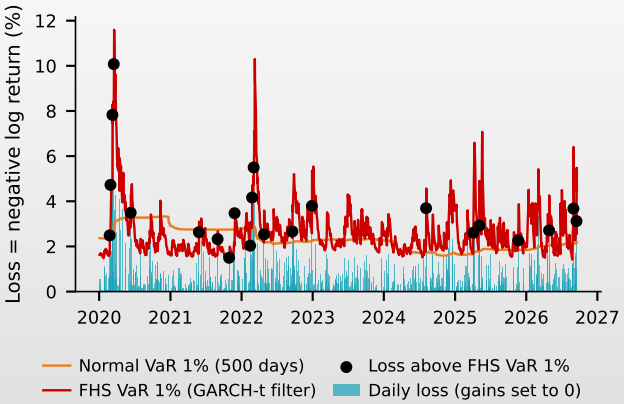
Pasul 2: volatilitatea GARCH(1,1)-t



- Randamentele log zilnice ale BET cu $\pm 2\hat{\sigma}_t$ dintr-un GARCH(1,1) cu inovații Student-t, 2000–2026
  - Estimările, cu erorile standard robuste în paranteză: $\hat{\alpha} = 0{,}192$ (0,025), $\hat{\beta} = 0{,}799$ (0,024), $\hat{\nu} = 5{,}01$
  - $\hat{\nu}$, gradele de libertate ale inovațiilor t, este mic: cozi groase chiar după filtrare
- Persistența $\hat{\alpha} + \hat{\beta} = 0{,}9907$
  - un timp de înjumătățire de aproximativ 74 de zile de tranzacționare
  - nu poate fi separată de 1 (capcana „Persistența aproape de 1")
- Volatilitatea condiționată zilnică a atins maximul de 7,39% pe 15 oct. 2008
  - la finalul eșantionului (18 sept. 2026), $\hat{\sigma}_T = 1{,}67\%$

MFM_ch19_case_study ▶ Interactiv

Pasul 3: pierderi și VaR 1%, 2020–2026 (1/2)



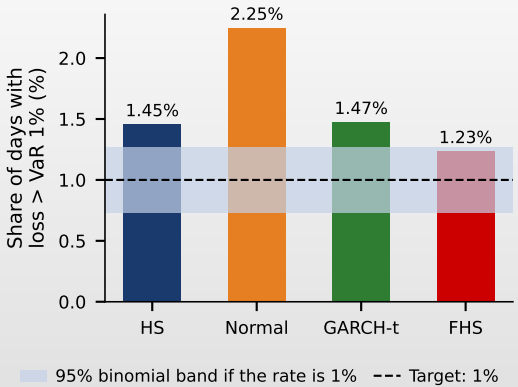
- Pierderile zilnice ale BET și prognozele VaR 1% Normal și FHS
  - cîștigurile sînt trunchiate la 0
- Punctele negre marchează pierderile peste VaR-ul FHS
- FHS reacționează în cîteva zile
  - a atins 11,6% pe 18 mar. 2020, în timpul crahului din pandemia COVID-19
  - VaR Normal pe o fereastră de 500 de zile se ajustează lent

MFM_ch19_case_study ▶ Interactiv

Pasul 3: pierderi și VaR 1%, 2020–2026 (2/2)

- În cele 1 675 de zile erau de așteptat aproximativ 17 depășiri
  - depășirile efective au fost 22 (FHS) și 41 (Normal)
  - Depășirile modelului Normal se grupează în primele săptămîni ale fiecărui episod de stres
- Ultima prognoză VaR: FHS 4,48%, Normal 2,18%

Pasul 4: ratele depășirilor



- Ponderea zilelor cu pierdere peste prognoza VaR 1%, în cele $T = 5\,432$ zile de evaluare din Pasul 3
- Banda albastru deschis: intervalul binomial de 95% [0,74%; 1,27%] dacă rata adevărată este 1%
- Doar FHS (1,23%) se află în bandă
  - modelul Normal (2,25%) este depășit de peste două ori mai des decît ar trebui

MFM_ch19_case_study ▶ Interactiv

Pasul 5: rezultate

Model	DQ	p_{DQ}	FZ0	p_{MCS}	Zona ES
HS	192,1	$<$0,001	1,422	0,00	standard
Normal	364,6	$<$0,001	1,495	0,00	roșu
GARCH-t	17,9	0,007	1,175	0,18	verde
FHS	9,9	0,129	1,157	1,00	verde

- Doar FHS trece testul DQ (*Dynamic Quantile*, testul cuantilei dinamice) la 5% ($p = 0{,}129$)
  - GARCH-t nu îl trece ($p = 0{,}007$) din cauza excesului de depășiri
- FZ0 (mai mic este mai bun): FHS și GARCH-t nu diferă semnificativ (DM $t = 1{,}39$)
  - ambele sînt superioare modelelor HS și Normal ($|t| > 4{,}9$)
  - Mulțimea de încredere a modelelor la 10% este {GARCH-t, FHS}
- Verificarea comparativă a ES, față de HS ca model standard: Normal roșu, GARCH-t și FHS verzi
- Modelele cu filtru GARCH sînt superioare
  - FHS rămîne singurul model nerespins de niciun test (acoperire, independență, DQ)
- Tipul de dovadă: comparație între proceduri (arată care metodă funcționează mai bine pe aceleași date, nu de ce)
  - FZ0 evaluează perechea (VaR 2,5%, ES 2,5%), nu VaR 1% din Pașii 3–4

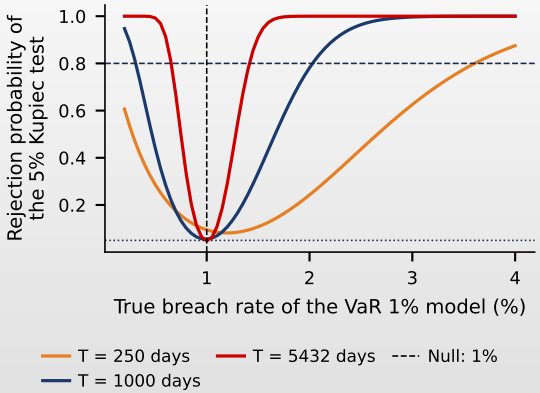
Puterea unui backtest: definiția

- Întrebarea: dacă modelul VaR 1% greșește, cît de des observă testul Kupiec acest lucru?
- Puterea la rata reală a depășirilor π: o probabilitate binomială exactă
  - probabilitatea regiunii de respingere R_T a testului de 5%

$$\text{Putere}(\pi) = \sum_{x \in R_T} \binom{T}{x} \pi^x (1-\pi)^{T-x}, \qquad R_T = \{x : LR_{uc}(x) > 3{,}84\}$$

  - La $\pi = 1\%$, aceeași sumă dă mărimea efectivă (rata respingerilor unui model corect) a testului cu nivel nominal de 5%: 9,48% la $T = 250$
  - La $T = 250$, R_T conține 0 depășiri și orice număr de cel puțin 7
- Efectul minim detectabil (MDE): cea mai mică rată reală $\pi > 1\%$ cu $\text{Putere}(\pi) \geq 80\%$
- Puterea crește cu T
  - eroarea standard a ratei observate $\hat{\pi}$ este $\sqrt{\pi(1-\pi)/T}$

Puterea de detecție a unui backtest: testul Kupiec



- Probabilitatea binomială exactă ca testul Kupiec de 5% să respingă un model VaR 1%
  - după rata reală a depășirilor
- $T = 250$ (un an Basel): o rată reală a depășirilor de 2% este detectată doar în 24% din cazuri
- MDE, căutat pe o grilă cu pasul de 0,05 puncte procentuale
  - 3,65% la $T = 250$, 2,05% la $T = 1\,000$, 1,45% la $T = 5\,432$
  - Chiar la $T = 5\,432$, o rată reală de 1,3% este detectată doar cu probabilitatea 55%
- O nerespingere cu putere mică înseamnă „nicio dovadă", nu „nicio problemă"
  - precizați puterea înaintea testului

MFM_ch19_case_study ▶ Interactiv

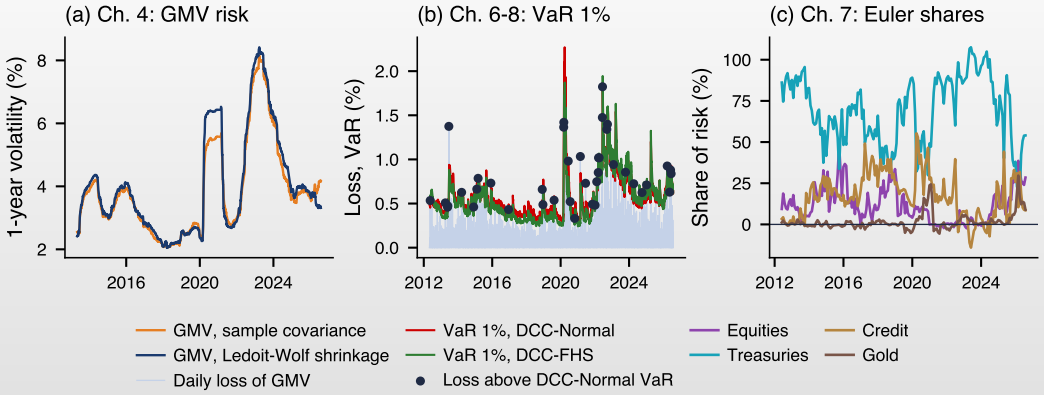
Portofoliul multi-active: întrebarea și regula de decizie

- Întrebarea: ce portofoliu de variantă minimă globală (GMV) ținem din opt ETF-uri și pe ce prognoză VaR 1% pentru o zi ne bazăm?
- Universul multi-active din Capitolul 4, prețuri ajustate zilnice, apr. 2007 – iul. 2026
  - acțiuni: SPY (SUA), EFA (piețe dezvoltate fără SUA), EEM (piețe emergente)
  - obligațiuni de stat SUA: TLT (peste 20 de ani), IEF (7–10 ani)
  - obligațiuni corporative: LQD (calitate investițională, *investment grade*), HYG (randament ridicat, *high yield*); aur: GLD (*SPDR Gold Shares*)
- Evaluarea: 1 mai 2012 – 31 iul. 2026, 3 583 de zile
- Patru capitole
  - Capitolul 4: ponderi GMV lunare din ultimele 60 de luni, cu covarianța de eșantion sau cu contracția (*shrinkage*) Ledoit–Wolf Ledoit & Wolf (2004)
  - Capitolul 6: covarianța condiționată H_t din GARCH(1,1) și DCC Engle (2002), reestimată în fiecare ianuarie
  - Capitolul 7: VaR 1% al portofoliului și contribuțiile Euler la risc
  - Capitolul 8: testele Kupiec (acoperire) și Christoffersen (independență, acoperire condiționată)

Regula de decizie

- Ponderile: varianta GMV cu volatilitatea mai mică pînă în 2018; din 2019 testăm alegerea
- Prognoza: un model VaR nerespins la 5% de niciunul dintre cele trei teste
- La egalitate: modelul cu VaR-ul mediu mai mic

Portofoliul multi-active: ponderi, VaR și contribuții la risc



MFM_ch19_integrated_portfolio ▶ Interactiv

Portofoliul multi-active: pașii în cifre

- **(a) Capitolul 4**: volatilitatea zilnică în afara eșantionului, anualizată (în grafic: pe o fereastră mobilă de un an)
  - GMV cu covariația de eșantion: 4,13% pe an
  - GMV cu contracție Ledoit–Wolf: 4,28% pe an, cu intensitatea medie a contracției $\delta = 0{,}17$
  - turnover-ul lunar: 0,085 cu Ledoit–Wolf, față de 0,135
  - expunerea brută $\sum_i |w_i|$ a ponderilor-țintă: media 1,80 cu Ledoit–Wolf, față de 2,42; maximul 2,30, față de 3,78
  - pînă în 2018: 3,08% față de 3,15%: regula alege covariația de eșantion; din 2019: 4,87% față de 5,07%, deci alegerea se confirmă
- **(b) Capitolele 6–8**: $\sigma_{p,t} = \sqrt{w_t' H_t w_t}$, prognoza pentru ziua t, cu w_t ponderile de la începutul zilei (rebalansare lunară, apoi evoluează cu prețurile)
  - DCC la ultima reestimare (ian. 2026, 4 712 zile): $\hat{a} = 0{,}024$, $\hat{b} = 0{,}968$
  - DCC-Normal: VaR $= 2{,}326\,\sigma_{p,t}$
  - DCC-FHS: $\sigma_{p,t}$ înmulțit cu cuantila de 99% a pierderii standardizate $-r_{p,s}/\sigma_{p,s}$ din ultimele 1 000 de zile
  - HS: cuantila pierderilor din ultimele 500 de zile, cu ponderile w_t
  - 35,8 depășiri așteptate ale VaR 1%
- **(c) Capitolul 7**: ponderea Euler $w_i(H_t w_t)_i / w_t' H_t w_t$ a fiecărei clase de active în varianță
  - este și ponderea în VaR și ES pentru o distribuție eliptică
  - media pe evaluare: obligațiuni de stat 69%, credit 17%, acțiuni 12%, aur 2%
  - 27 mar. 2020, ziua cu $\sigma_{p,t}$ maxim (0,98%): creditul are 63% din risc, cu o pondere de 25%

Portofoliul multi-active: rezultatul și decizia

VaR 1%	Depășiri	Rata	p Kupiec	p indep.	p cond.	VaR mediu
DCC-Normal	40	1,12%	0,492	0,083	0,175	0,58%
DCC-FHS	52	1,45%	0,011	0,046	0,005	0,55%
HS, 500 de zile	48	1,34%	0,052	$<$0,001	$<$0,001	0,63%

- Tipul de dovadă: comparație retrospectivă între proceduri, pe un portofoliu și o perioadă
  - doar DCC-Normal trece toate cele trei teste; modelul VaR este ales pe aceeași perioadă pe care este evaluat
  - HS eșuează la independență, DCC-FHS la acoperire și la independență
  - istoria DCC-FHS aplică ponderile de azi pe datele din care au fost estimate (subestimarea riscului în eșantion din Capitolul 4)
  - abaterea standard a lui $r_{p,s}/\sigma_{p,s}$: 0,91 în fereastra FHS, 0,95 în afara ei
- Limite
  - valoarea p a testului de independență pentru DCC-Normal este 0,083, sub 10%
  - MDE-ul testului Kupiec la $T = 3\,583$: 1,55%; fără costuri de tranzacționare
- **Ce aleg**: GMV cu covariația de eșantion și VaR 1% DCC-Normal (0,64% pentru 31 iul. 2026)
- **În ce condiții**: ponderi lunare și DCC reestimat anual, doar cu informația disponibilă la data prognozei
- **Ce m-ar face să renunț**
  - o respingere a independenței pe datele noi
  - o limită c a expunerii brute: se impune în optimizare la fiecare rebalansare și se verifică zilnic; GMV o depășește pentru $c < 3{,}78$ (zilnic: 3,86), Ledoit–Wolf pentru $c < 2{,}30$ (2,34)

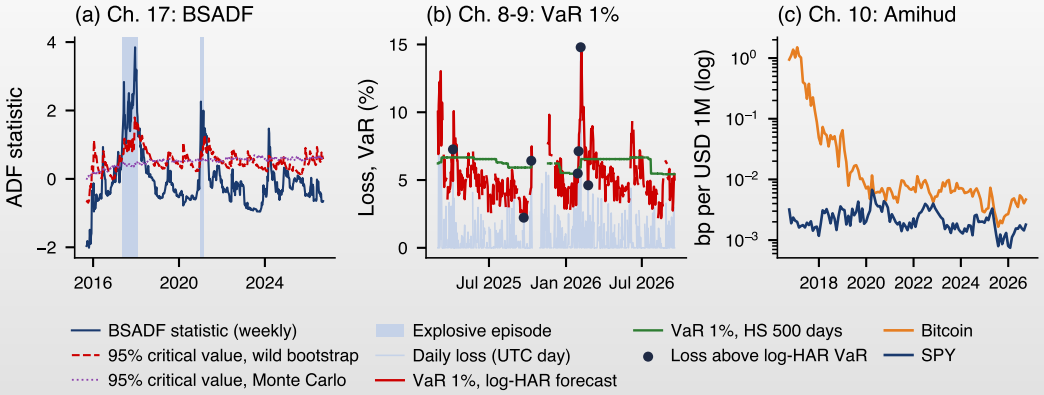
Bitcoin: întrebarea și regula de decizie

- Întrebarea: un administrator de risc (*risk manager*) ține Bitcoin; ce limită de pierdere pentru o zi fixează și ce semnal l-ar face să reducă poziția?
- Date
  - închideri zilnice, 18 sept. 2014 – 18 sept. 2026: 4 384 de randamente
  - bare de 5 minute pe zile UTC (Coordinated Universal Time), 1 sept. 2024 – 17 sept. 2026: 659 de zile complete
- Cinci capitole
  - Capitolul 1: faptele stilizate
  - Capitolul 9: varianța realizată RV și prognoze log-HAR Corsi (2009)
  - Capitolul 8: backtesting-ul VaR 1%
  - Capitolul 10: spread-uri și ilichiditatea Amihud
  - Capitolul 17: testul de bule GSADF și datarea episoadelor cu BSADF (*Backward Sup Augmented Dickey–Fuller*, statistica Dickey–Fuller augmentată supremă, calculată înapoi de la fiecare dată) Phillips, Shi & Yu (2015)

Regula de decizie

- Limita zilnică: VaR 1% log-HAR, dacă nu este respins la 5% și cere în medie mai puțin capital decît HS; altfel VaR-ul HS
- În zilele fără prognoză log-HAR (bare de 5 minute incomplete): VaR-ul HS
- Reducerea poziției: BSADF peste valoarea critică de 95% din wild bootstrap cel puțin 7 săptămîni la rînd
  - durata minimă a unui episod în Capitolul 17: $\lceil \ln T \rceil = 7$ săptămîni

Bitcoin: bule, VaR din volatilitatea realizată și lichiditate



MFM_ch19_integrated_bitcoin ▶ Interactiv

Bitcoin: pașii în cifre

- Capitolul 1: randamentele zilnice (fără panou în grafic)
  - indicele Hill al cozii pierderilor: 2,71 ($k = 109$, 2,5% din zile)
  - volatilitatea anualizată: 66,6%
  - ACF a lui $|r_t|$ la lagul 1: 0,21
  - 29 de zile dincolo de ± 4 abateri standard, față de 0,28 sub distribuția Normală
- (b) Capitolul 9: log-HAR pe $\ln RV$, cu mediile pe 1, 7 și 30 de zile, $R^2 = 0{,}36$
  - coeficienții, cu erorile Newey–West în paranteză: $\hat{b}_d = 0{,}38$ (0,04), $\hat{b}_w = 0{,}47$ (0,08), $\hat{b}_m = -0{,}02$ (0,10)
  - prognoze cu fereastră extinsă din 1 mar. 2025: 422 de zile, aceleași ca în Capitolul 9
- (b) Capitolul 8: VaR 1% $= 2{,}326\sqrt{\widehat{RV}_t}$, față de HS pe ultimele 500 de zile
  - VaR-ul log-HAR: media 5,29%, între 1,99% și 14,45%; VaR-ul HS: media 6,24%
  - 144 din cele 566 de zile calendaristice nu au prognoză log-HAR: evaluarea acoperă zilele selectate de disponibilitatea datelor
  - $r_t/\sqrt{\widehat{RV}_t}$: abaterea standard 1,00, excesul de kurtosis 2,54
  - cuantila de 1% a lui $r_t/\sqrt{\widehat{RV}_t}$: $-2{,}52$, față de $-2{,}33$ pentru distribuția Normală
- (c) Capitolul 10: ilichiditatea Amihud, în bp per 1 mil. USD tranzacționat
  - ultimii doi ani: 0,0037 pentru Bitcoin, 0,0016 pentru SPY
  - media lunară: 0,80 în primele 12 luni din 2016, 0,0040 în ultimele 12 luni
  - spread-urile din date zilnice nu concordă: Roll 85 bp, Corwin–Schultz 81 bp, EDGE (Efficient Discrete Generalized Estimator) -8 bp (EDGE estimează pătratul spread-ului, care iese negativ cînd varianța prețurilor domină)
- (a) Capitolul 17: GSADF 3,85, față de valoarea critică de 95% 2,82 din wild bootstrap (Monte Carlo homoscedastic: 2,27)
  - episoade explozive, cu valorile critice wild bootstrap: mai 2017 – ian. 2018 și dec. 2020 – feb. 2021
  - din 2022: BSADF peste valoarea critică wild în 6 săptămîni, cel mult 3 la rînd (maximul 1,47, pe 8 mar. 2024)
  - ultima valoare: $-0{,}65$, față de valoarea critică wild 0,58

Bitcoin: rezultatul și decizia

VaR 1%	Depășiri	Așteptate	p Kupiec	p indep.	p cond.	VaR mediu
log-HAR	7	4,2	0,214	0,604	0,404	5,29%
HS, 500 de zile	7	4,2	0,214	0,604	0,404	6,24%

- Tipul de dovadă: comparație retrospectivă între proceduri, pe 422 de zile cu bare complete (1 mar. 2025 – 17 sept. 2026)
  - aceeași acoperire, cu un VaR mediu mai mic cu 0,95 puncte procentuale
  - p indep.: doar cele 372 de perechi de zile calendaristice consecutive
  - regula completă (HS în zilele fără prognoză), pe toate cele 566 de zile: 9 depășiri, față de 5,7 așteptate; p Kupiec 0,194, p indep. 0,589
  - puterea este mică: MDE 2,70%; o rată reală de 2% este detectată cu probabilitatea 47% (puterea testului Kupiec)
- Limite
  - doar doi ani de bare de 5 minute
  - cuantila Normală subestimează coada: $-2{,}52$, față de $-2{,}33$
  - Amihud folosește volumul raportat de bursele agregate
- **Ce aleg**: limita zilnică egală cu VaR 1% log-HAR (5,04% pentru 17 sept. 2026), recalculată zilnic
- **În ce condiții**: barele de 5 minute acoperă cel puțin 95% din zi; ilichiditatea rămîne de ordinul celei a SPY
- **Ce m-ar face să renunț**
  - cel puțin 5 depășiri în 250 de zile (zona galbenă Basel, Capitolul 8): trec la cuantila empirică a lui $r_t / \sqrt{\widehat{RV}_t}$
  - BSADF peste valoarea critică wild 7 săptămîni la rînd: reduc poziția
  - monitorizarea săptămînală repetă testul: pragul punctual de 95% nu controlează alarmele false pe tot orizontul, deci confirm cu pragul pe familie din Capitolul 17

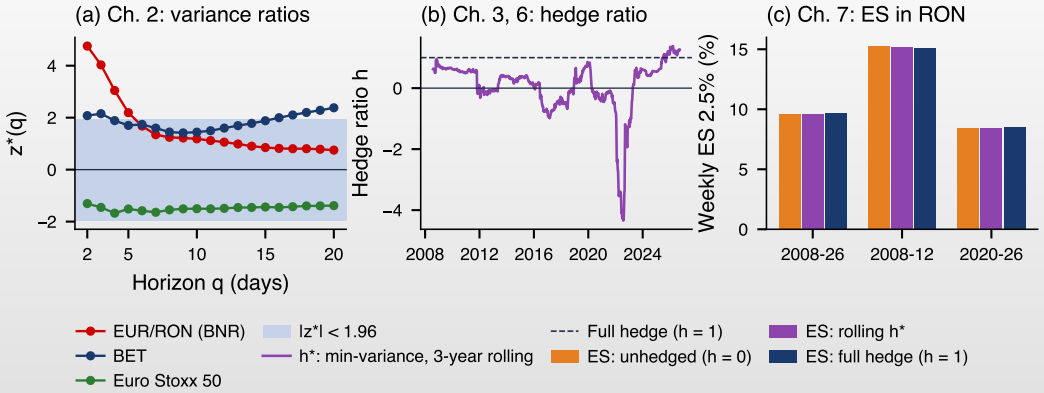
Investitorul român: întrebarea și regula de decizie

- Întrebarea: un investitor care își măsoară averea în lei ține 50% BET și 50% Euro Stoxx 50, cumpărat în euro; acoperă riscul valutar al părții în euro, adică riscul cursului EUR/RON, numărul de lei românești (RON) pentru un euro (EUR)?
- Date: BET și Euro Stoxx 50 (închideri zilnice), cursul de referință EUR/RON al BNR (Banca Națională a României), iul. 2005 – sept. 2026
  - randamente săptămînale (vineri): BNR fixează cursul la 13:00, bursele închid la alte ore
- Cinci capitole
  - Capitolul 2: raportul variațelor Lo & MacKinlay (1988)
  - Capitolul 3: expuneri cu erori Newey–West
  - Capitolul 5: volatilitatea GARCH(1,1)-t
  - Capitolul 6: raportul de acoperire de variață minimă h^* pe o fereastră mobilă de trei ani
  - Capitolul 7: VaR 1% și ES 2,5% prin simulare istorică
- Reperul Campbell, Serfaty-de Medeiros & Viceira (2010): o monedă corelată negativ cu acțiunile reduce riscul, deci acoperirea integrală nu minimizează riscul

Regula de decizie

- Trei variante, cu h partea în euro vîndută la termen (*forward*): $h = 0$ (fără acoperire), h^* mobil, $h = 1$ (acoperire integrală)
- Alegem varianta cu ES 2,5% săptămînal cel mai mic
- Dacă ES-urile diferă cu mai puțin de 0,25 puncte procentuale în fiecare perioadă: $h = 0$, care nu cere contracte forward; trecem la $h = 1$ după șase luni la rînd de corelație pozitivă pe trei ani între acțiuni și EUR/RON

Investitorul român: eficiență, acoperire valutară și ES în lei



MFM_ch19_integrated_romania ▶ Interactiv

Investitorul român: pașii în cifre

- **(a) Capitolul 2**: statistica robustă $z^*(q)$ pe randamente zilnice; $|z^*| > 1{,}96$ respinge mersul aleator la 5%
  - EUR/RON: $z^*(2) = 4{,}76$, cu $\mathrm{VR}(2) = 1{,}17$ și autocorelația de ordinul 1 egală cu 0,17
  - BET: $z^*(2) = 2{,}08$; testul Chow–Denning pe $q = 2, 5, 10, 20$: $p = 0{,}067$
  - Euro Stoxx 50: $|z^*(q)| \leq 1{,}68$; Chow–Denning: $p = 0{,}43$
  - riscul zilnic al EUR/RON înmulțit cu $\sqrt{h}$ subestimează riscul pe h zile, deci lucrăm pe săptămâni
- **Capitolul 3**: expunerile pe 1 101 săptămâni, cu $f = \Delta\text{EUR/RON}$ ($f > 0$: leul se depreciază)
  - Euro Stoxx 50 în euro pe f: $\hat{\beta} = -0{,}52$ ($t = -2{,}61$)
  - BET pe Euro Stoxx 50 și f: 0,56 ($t = 7{,}4$) și $-0{,}54$ ($t = -2{,}11$), $R^2 = 0{,}30$
  - leul se depreciază în săptămânile în care acțiunile scad
- **Capitolul 5**: GARCH(1,1)-t pe randamente zilnice
  - EUR/RON: persistența 1,000, la limita staționarității
  - EUR/RON: volatilitatea azi 0,96% pe an, față de media 4,4%
  - BET: 25,9% azi, față de media 21,2%
  - Euro Stoxx 50: 13,8% azi, față de media 21,0%
- **(b) Capitolul 6**: $h^* = \mathrm{Cov}(r^{RON}, f)/\mathrm{Var}(f)$, cu $r^{RON} = r^{EUR} + f$ randamentul în lei al părții în euro
  - pe tot eșantionul: $h^* = 0{,}48$
  - pe ferestre mobile de trei ani: între $-4{,}34$ (iul. 2022) și 1,38 (mar. 2026); ultima valoare 1,27
  - corelația pe trei ani dintre Euro Stoxx 50 și f este negativă în 93% din ferestre
- **(c) Capitolul 7**: ES 2,5% săptămânal al portofoliului 50/50, rebalansat săptămânal, pentru cele trei variante (tabelul de pe slide-ul următor)
  - randamentul simplu exact $R_p = \frac{1}{2}(e^b - 1) + \frac{1}{2}[e^{s+f} - 1 - h(e^f - 1)]$, cu b, s randamentele log ale BET și Euro Stoxx 50; forward pe noționalul de la începutul săptămânii, cu carry zero
  - pierderea, în puncte logaritmice: $L = -100 \ln(1 + R_p)$

Investitorul român: rezultatul și decizia

ES 2,5% săptămînal	Săptămîni	$h = 0$	h^* mobil	$h = 1$
aug. 2008 – sept. 2026	944	9,60%	9,62%	9,67%
aug. 2008 – dec. 2012	228	15,23%	15,20%	15,12%
ian. 2020 – sept. 2026	351	8,43%	8,43%	8,47%

- Concluzia retrospectivă: ES-urile celor trei variante diferă cu cel mult 0,11 puncte procentuale, deci alegerea lui h a contat puțin pentru risc
  - volatilitatea săptămînală anualizată: EUR/RON 4,6%, Euro Stoxx 50 20,9%
  - corelația negativă face ca deprecierea leului să compenseze o parte din pierderile părții în euro
- Tipul de dovadă: comparație între variantele de acoperire, pentru un singur portofoliu
- Limite
  - costul acoperirii, diferențialul de dobîndă dintre RON și EUR, nu este în datele cursului
  - deprecierea leului a adus 1,55% pe an părții în euro (iul. 2005 – sept. 2026); un forward o înlocuiește cu acest diferențial
  - h^* este instabil cînd $\mathrm{Var}(f)$ este mic, ca în 2019–2022: riscul de estimare din Capitolul 4
  - h^* acoperă partea în euro; pentru tot portofoliul, $\mathrm{Cov}(b + s + f, f)/\mathrm{Var}(f) = -0{,}35$ (aproximare liniară)
- Ce aleg acum: acoperirea integrală ($h = 1$)
  - corelația pe trei ani este pozitivă după 12 sept. 2025 (0,037 la final): regula de renunțare la $h = 0$ s-a declanșat pe 13 mar. 2026
  - h^* mobil (1,27) ar vinde forward mai mult decît partea în euro
- În ce condiții: corelația pe trei ani dintre acțiuni și EUR/RON rămîne pozitivă
- Ce m-ar face să renunț: o corelație pe trei ani negativă timp de șase luni la rînd (revin la $h = 0$)

Proiectul în patru pași

- Un studiu empiric al unei întrebări despre pieţele financiare, cu metodele acestui curs
  - **70%** din nota finală
  - quiz-uri și activitate la seminar 20%, prezență 10%, fără examen final
- **1. Replicați**: un tabel sau o figură întreagă dintr-un articol publicat (sau din curs)
  - celulă cu celulă (standardul: slide-ul următor)
- **2. Extindeți**: date noi, altă piață (BVB, cripto) sau un eșantion mai recent
  - după un **plan de analiză** fixat printr-un commit datat înainte de a deschide perioada de test
  - Planul precizează ipoteza nulă, testul, funcția de pierdere, împărțirea eșantionului, strategia de identificare, puterea testului principal și grila de specificații cu corecția ei
- **3. Livrați pe GitHub**: un repository care regenerează fiecare cifră
  - cu `AI_USE.md` și `AI_ERRORS.md` obligatorii
- **4. Prezentați și susțineți**: prezentarea echipei, apoi o susținere orală de 10 minute
  - Fiecare membru explică un rezultat și răspunde la o întrebare de tipul „ce se schimbă dacă...”
  - Notele pot diferi între membri

Standardul de replicare

- Ținta: un tabel sau o figură întreagă, cu DOI (*Digital Object Identifier*, identificatorul digital al unei publicații), pagină și numărul tabelului, nu un singur coeficient
  - Raportați o comparație celulă cu celulă: valoarea publicată, valoarea dumneavoastră, diferența și motivul fiecărei abateri (eșantion, filtru, sursa datelor, definiție)
- Replicările la scară mare arată necesitatea acestui standard
  - multe anomalii se micșorează în afara eșantionului sau cu date mai bune Hou, Xue & Zhang (2020)
  - majoritatea factorilor se replică atunci cînd metodologia este corectă Jensen, Kelly & Pedersen (2023)
- Reproductibilitate
  - un fișier cu versiunile pachetelor, seed-uri aleatoare fixate, numele seriilor și datele lor
  - o singură comandă care regenerează fiecare cifră
  - Rezultatele unor echipe diferite care analizează aceleași date diferă mai mult decît sugerează erorile lor standard Menkveld et al. (2024)
  - lucrările mai reproductibile sînt asociate cu o dispersie mai mică (studiul de caz de cercetare din acest capitol)

Alegerea întrebării

O întrebare bună este

- **Specifică**: o piață, o perioadă, o mărime
- **Testabilă**: o ipoteză nulă și un reper
- **Fezabilă**: date pe care le puteți obține și curăța în cîteva săptămîni
  - datele cursului, din repository-ul GitHub al cursului
  - Banca Națională a României, BNR; Federal Reserve Economic Data, FRED; Kenneth French Data Library; DefiLlama
- **Relevantă**: răspunsul contează pentru un investitor, o bancă sau o autoritate

Exemple

- Prea vagă: „Este Bitcoin riscant?”
  - Mai bună: „Au schimbat ETF-urile spot VaR 1% pe o zi al Bitcoin?”
  - Apoi: „Ce model îl prognozează cel mai bine din 2024?”
- Prea largă: „Poate machine learning să prezică piața?”
  - Mai bună: „Bate un model de boosting modelul log-HAR pentru volatilitatea BET de a doua zi, în QLIKE, 2018–2026?”

Criterii de evaluare a proiectului

Componentă	Criterii de evaluare
Replicare (pasul 1)	Un tabel sau o figură publicată reprodusă celulă cu celulă; fiecare diferență explicată
Întrebare, date, extindere (pasul 2)	Întrebare specifică și testabilă; date documentate și calendare aliniate
Metode și inferență	Plan, identificare, putere, procedură în timp real, reper, curba specificațiilor cu corecție
Interpretare și raport	Semnificație economică, limitări, concluzie onestă; 8–12 pagini, 10–15 referințe
Repository GitHub (pasul 3)	O singură comandă reproduce fiecare rezultat (fișier de versiuni, seed-uri); `AI_USE.md`, `AI_ERRORS.md`
Prezentare și susținere (pasul 4)	Individual: un rezultat explicat, răspunsuri la „ce se schimbă dacă...”

Livrabile și calendar

- Săptămîna 1 după acest capitol: echipa, întrebarea, propunerea de o pagină
  - propunerea: Seminarul 19, C2
  - repository-ul GitHub
- Săptămînile 2–3: datele, replicarea (pasul 1)
  - planul extinderii, fixat în scris printr-un commit datat
- Săptămînile 4–5: extindere, evaluare, robustețe (pasul 2)
- Ultimele săptămîni: raportul de 8–12 pagini
  - repository-ul cu README și cele două fișiere AI (pasul 3)
  - prezentarea și susținerea orală (pasul 4)
- Datele exacte se anunță la curs și la seminar

Politica AI și cele două fișiere obligatorii

Politica

- **Permis**: asistenți AI pentru cod, depanare, căutarea literaturii și redactare
- **Declarat**: utilizarea nedeclarată a AI este tratată ca plagiat
- **Verificat**: răspundeți pentru fiecare rînd
  - o referință care nu există este tratată ca date fabricate
- **Fără AI la susținerea orală**: „L-a scris AI-ul" nu este o explicație

Cele două fișiere

- `AI_USE.md`: instrumentele și versiunile
  - cine le-a folosit și pentru ce
  - unde ați păstrat cod sau text scris de AI
  - cum ați verificat tabelul replicat, datele, formulele și referințele
- `AI_ERRORS.md`: cel puțin **trei** locuri în care asistentul a greșit
  - ce ați întrebat, ce a răspuns, ce era greșit, cum v-ați dat seama, varianta corectă
- Erorile detectate sînt un punct forte al proiectului, nu unul slab

Impactul deciziilor cercetătorului (1/2)

- Menkveld et al. (2024): 164 de echipe de cercetare testează aceleași șase ipoteze pe aceleași date
  - *Journal of Finance* 79(3)
  - Finance Crowd Analysis Project, #fincap
- **Eroarea standard**
  - Incertitudinea datorată eșantionării, în procesul de generare a datelor
  - **Eroarea nestandard**: incertitudinea datorată deciziilor metodologice ale cercetătorului, în procesul de producere a dovezilor empirice
  - Modelul: echipa j raportează $X_j = e_j + \varepsilon_j$, e_j fiind efectul fix asociat deciziilor metodologice, iar ε_j eroarea de eșantionare
  - Eroarea nestandard $:= Q_{0,75}(x) - Q_{0,25}(x)$, intervalul intercuartilic (IQR) al estimărilor între echipe, $Q_p(x)$ fiind cuantila p a estimărilor x ale echipelor
  - IQR-ul, nu abaterea standard, pentru că e_j pot avea cozi groase

Impactul deciziilor cercetătorului (2/2)

- **Date**
  - Toate tranzacțiile cu contractele futures pe indicele Euro Stoxx 50, 2002–2018, 720 de milioane de înregistrări
  - Șase ipoteze de tipul „nicio tendință anuală" (eficiența pieței, spread-ul realizat, ponderea clienților în volum, ...)
  - Fiecare echipă raportează variația anuală medie în %, cu eroarea ei standard (SE)
  - Patru etape în 2021: analiza independentă, feedbackul evaluatorilor, distribuirea celor mai bune cinci lucrări, estimările finale
  - detaliile experimentului în Anexă
- Legătura cu acest capitol: fiecare proiect de echipă este o singură specificație
  - din „grădina potecilor care se bifurcă" (*garden of forking paths*)
  - Preînregistrarea, grila de specificații și un repository care regenerează fiecare cifră sînt remediile

Rezultatele principale: mărimea și calitatea

- **Mărimea**
  - Pentru eficiența pieței, estimarea mediană este $-1{,}1\%$ pe an, cu un IQR de 6,7 puncte procentuale (pp)
  - Chiar și pentru ponderea clienților în volum, un simplu raport, IQR-ul este 1,2 pp în jurul valorii $-3{,}3\%$ (Tabelul I, Panoul C)
  - SE-ul median de 2,5% implică, sub distribuția Normală, un IQR de $1{,}35 \times 2{,}5 = 3{,}4\%$, jumătate din 6,7 pp
  - Ipoteza nulă fără dispersie este respinsă pentru toate cele șase ipoteze, $p < 0{,}0001$ (Tabelul II)
- **Calitatea** (Tabelul III, Fig. 2)
  - o creștere cu o abatere standard a reproductibilității este asociată cu un IQR mai mic cu 25,0%
  - aceeași creștere a notei evaluatorilor, cu un IQR mai mic cu 33,3%
  - Codul care rulează integral, fără intervenție manuală, este asociat cu răspunsuri mai apropiate de consens
- Tipul de dovadă: descriere (arată ce s-a întîmplat în date, fără un test al cauzei)
  - a dispersiei dintre echipe; legătura cu calitatea este doar o asociere

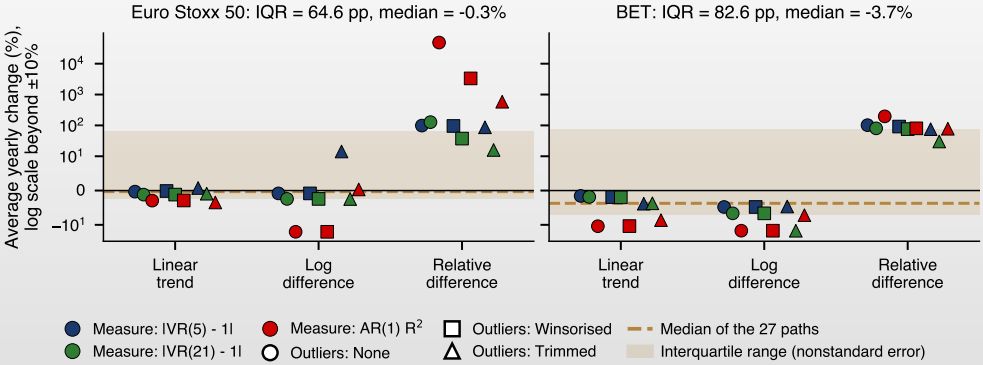
Mini-multivers pe datele cursului: designul

- Închideri zilnice 2002–2018 din datele cursului, fără zilele fără tranzacționare completate artificial (regula din Capitolul 2)
  - Deciziile: valori extreme × măsură × model, 27 de specificații
  - Banda este IQR-ul, eroarea nestandard a multiversului
- Măsurile ineficienței
  - $|VR(q) - 1|$ ($VR(q)$: raportul variațelor din Capitolul 2, cu corecțiile Lo–MacKinlay, $q = 5, 21$ zile) și R^2 al unui model autoregresiv AR(1): abaterea de la mersul aleator
  - O tendință pozitivă înseamnă o eficiență în scădere

MFM_ch19_nonstandard_errors

Mini-multivers pe datele cursului: 27 de specificații pe indice

Legendă: $VR(q)$, raportul variațelor pe q zile; AR(1), modelul autoregresiv de ordinul 1; IQR, intervalul intercuartilic; pp, puncte procentuale.



MFM_ch19_nonstandard_errors ▶ Interactiv

Mini-multivers pe datele cursului: rezultatele

- IQR-ul estimărilor: 64,6 pp pentru Euro Stoxx 50 și 82,6 pp pentru BET
  - în jurul medianelor de $-0{,}3\%$ și $-3{,}7\%$ pe an
- Alegerea modelului determină dispersia
  - Pentru cele nouă specificații cu tendință liniară, IQR-ul este de doar 2,6 pp pentru Euro Stoxx 50 și 6,7 pp pentru BET
  - Cu diferențe relative, estimările cresc exploziv: medianele sînt $+98{,}7\%$ (Euro Stoxx 50) și $+80{,}3\%$ (BET), iar maximul ajunge la 48 415%
- Reperul datorat doar eșantionării: IQR-ul sub distribuția Normală, adică $1{,}35\times$ SE-ul median
  - 41,3 pp (Euro Stoxx 50) și 43,4 pp (BET)
  - IQR-ul depășește acest reper pentru ambii indici
- Tipul de dovadă: descriere
  - a dispersiei pe cele 27 de specificații ale grilei, nu a dispersiei dintre echipele reale

Limite și o extindere deschisă

- **Autorii**: multiversul acoperă doar cîteva decizii metodologice și explică slab estimările raportate
- **Autorii**: echipelor li s-a cerut să anticipeze abaterea standard, nu IQR-ul
- **Autorii**: testul dispersiei presupune SE-uri raportate consistente
- **Replicarea noastră**: multiversul acoperă doar opțiunile din grilă
  - deci IQR-ul său nu estimează și nu delimitează inferior dispersia dintre echipele reale
- **Replicarea noastră**: doar închideri zilnice
  - deci perechile de frecvențe intrazilnice ale articolului nu pot fi rulate
- **Extindere deschisă**: reduce o grilă preînregistrată eroarea nestandard a unei întrebări de risc?
  - Măsurați IQR-ul concluziilor VaR 1% pentru BET pe specificațiile justificabile

O întrebare deschisă

- **Întrebarea deschisă**: ce parte dintr-un rezultat se datorează datelor și ce parte cercetătorului?
  - Replicarea este posibilă: într-un model bayesian al replicării, majoritatea factorilor de evaluare a activelor se replică și funcționează în afara eșantionului în 93 de țări Jensen, Kelly & Pedersen (2023)
  - Asistenții AI reduc aproape la zero costul fiecărei specificații suplimentare: crește numărul specificațiilor posibile, dar și posibilitatea de a le raporta pe toate
  - Formularea formală: concluzia trebuie să rămînă valabilă pe o mulțime preînregistrată $\mathcal{S}$ de specificații justificabile, cu familia corectată (FWER sau FDR)
  - Raportăm distribuția ei pe $\mathcal{S}$, nu celula cea mai bună

Bucla descoperirii și verificările ei (1/2)

- **Bucla**
  - Întrebarea și H_0/H_1 (săptămîna 1)
  - Literatura și ținta de replicare văzută în PDF (săptămînile 1–2)
  - Preînregistrarea extinderii, fixată printr-un commit datat înaintea primului rezultat al extinderii (săptămîna 2)
  - Replicarea ca test care trece în repository (săptămînile 2–3)
  - Întreaga grilă (săptămînile 4–5)
  - Un examinator AI înainte de susținere

Bucla descoperirii și verificările ei (2/2)

- **Verificările cercetătorului**
  - Cifra-țintă se află în articol
  - Planul precede primul fișier de rezultate în istoricul commit-urilor
  - Fiecare rulare este jurnalizată și numărată
  - O clonă nouă regenerează fiecare cifră
  - Fiecare membru poate deduce formula-cheie fără AI (prompturi și teste: Anexă)

Mini studiu de caz: replicare și extindere (1/2)

- **Replicăm**: VaR 1% FHS pentru BET
  - Capitolul 8 raportează 59 de depășiri în 4 937 de zile (1,20%, Kupiec $p = 0{,}181$)
  - Studiul de caz din acest capitol: 67 în 5 432 de zile (1,23%, $p = 0{,}095$)
  - Același model, alt început al evaluării (2007 față de 2005) și alte setări: documentăm orice diferență înainte de a declara o replicare eșuată
- O concluzie tipică propusă de asistent: „doar GARCH-EVT este calibrat corect pe ambele piețe"
  - asistentul citește fiecare valoare p separat la 5%

Mini studiu de caz: replicare și extindere (2/2)

- **Extindem**
  - Cele 12 teste de acoperire condiționată din Capitolul 8 (S&P 500 și BET $\times$ 6 modele) formează o familie
  - Bitcoin și EUR/RON rămîn în afara familiei: pe aceste piețe, o parte din prognozele GARCH lipsesc (Capitolul 8)
  - Respingeri la 5%: 8 fără corecție, 6 cu Holm (FWER), 7 cu Benjamini–Hochberg, BH (FDR 5%)
  - FHS eșuează doar pe S&P 500 ($p = 0{,}040$); considerat în familia de 12 teste, nu mai este respins, deci după Holm FHS și GARCH-EVT trec pe ambele piețe
- Interpretare: „FHS eșuează pentru S&P 500" depinde de citirea testului separat sau în familia lui
- Tipul de dovadă: comparație între proceduri
- În proiect, fixați familia în plan înainte de rezultate și raportați ambele citiri

Planul final al echipei

- **Întrebarea**: ideea dumneavoastră din Partea C, scrisă ca H_0/H_1, cu observația care ar infirma-o
- **Replicați întîi**: un tabel publicat, văzut în articol, transformat într-un test care trece în repository
  - Apoi extindeți pe o grilă preînregistrată, cu familia corectată și distribuția completă raportată
- **Livrabile** de-a lungul calendarului
  - propunerea și ținta de replicare, commit-ul de preînregistrare
  - testul de replicare care trece, grila de rezultate
  - susținerea de probă, raportul, susținerea orală
- **Jurnalul AI** (șabloanele sînt în folderul `project` al repository-ului)
  - prompturile care au schimbat metodologia, în `AI_USE.md`
  - fiecare eroare detectată, cu testul care a detectat-o, în `AI_ERRORS.md`

Idei de reținut

- Randamentele sînt greu de prezis, riscul lor nu
  - volatilitatea, cozile și dependența pot fi prognozate
- Orice model este judecat în afara eșantionului, față de un reper simplu, cu o funcție de pierdere potrivită țintei
- Cozile groase schimbă inferența
  - folosiți erori robuste și bootstrap
  - raportați intervale, precizați puterea
- Cele mai multe rezultate greșite vin din felul în care este construită analiza, nu din model
  - deplasare de anticipare, supraajustare, testare multiplă, calendare
- Parcursul analizei este el însuși o sursă de incertitudine
  - preînregistrați, replicați, raportați toată grila
- Instrumentele noi (ML, modele fundaționale, LLM-uri) ridică exigența evaluării, nu o scad

Verificarea înțelegerii (1/2)

Întrebări

- De ce testul Kupiec cere $\alpha = 0{,}01$, nu 2,39 sau 0,192?
- De ce excesul de kurtosis empiric al randamentelor BET nu estimează nimic?
- De ce intervalul Wald pentru persistența GARCH nu este informativ după ce impunem $p \leq 1$, și ce îl înlocuiește?
- Ce vă spune o nerespingere a testului Kupiec la $T = 250$?
- De ce IQR-ul unui multivers cu 27 de specificații nu este eroarea nestandard a 164 de echipe?

Verificarea înțelegerii (2/2)

Pentru aprofundare

- Seminarul 19: exercițiile A1–A12, B1–B8 și C1–C3 aplică acest capitol pe BET
- Manuale: Franke, Härdle & Hafner (2019); Härdle, Chen & Overbeck (2017); McNeil, Frey & Embrechts (2015); Tsay (2010)
- Cursuri avansate pe quantinar.com: Statistics of Financial Markets
  - Measuring Statistical Risk
- Cod și date: Quantlets/Ch_19 (GitHub)

Două calcule pe cifre noi (1/2)

Încercați

- **1.** Un model VaR 1% are $x = 6$ depășiri în $T = 400$ de zile
  - Calculați LR_{uc} cu formula Kupiec din recapitularea Capitolului 8 și decideți la 5%
- **2.** Un GARCH(1,1) are $\alpha + \beta = 0{,}97$
  - Calculați timpul de înjumătățire $h_{1/2}$
  - Cum se schimbă dacă $\alpha + \beta = 0{,}985$?

Două calcule pe cifre noi (2/2)

Verificați răspunsul

1. $\hat{\pi} = 6/400 = 1{,}5\%$

$$LR_{uc} = 2\left[(394 \ln 0{,}985 + 6 \ln 0{,}015) - (394 \ln 0{,}99 + 6 \ln 0{,}01)\right] = 0{,}88$$

- Sub 3,84: nu se respinge
- La $T = 400$ testul are putere mică, deci înseamnă „nicio dovadă", nu „nicio problemă"

2. $\ln 0{,}5 / \ln 0{,}97 = 22{,}8$ zile și $\ln 0{,}5 / \ln 0{,}985 = 45{,}9$ zile

- Înjumătățirea lui $1 - \alpha - \beta$ dublează aproximativ timpul de înjumătățire

Decizia practică

- **Ce aleg**: pentru un proiect despre risc, un filtru GARCH cu o coadă flexibilă (FHS), comparat cu simularea istorică drept reper simplu
  - pe BET, FHS este singurul model nerespins de acoperire, independență și DQ
  - mulțimea de încredere a modelelor la 10% pe FZ0 este {GARCH-t, FHS}
- **În ce condiții**
  - prognoze în timp real, cu informația $\mathcal{F}_{t-1}$ și parametri reestimați pe o fereastră mobilă
  - o evaluare cu putere suficientă: MDE-ul testului Kupiec este 1,45% la $T = 5\,432$, față de 3,65% la $T = 250$
  - funcția de pierdere și familia de teste fixate în plan printr-un commit datat
- **Ce rezultat m-ar face să renunț**
  - o respingere care rămîne după corecția Holm pe familia testelor de acoperire condiționată
  - o concluzie care se schimbă pe grila preînregistrată de specificații
  - o replicare a tabelului-țintă cu abateri pe care nu le pot explica celulă cu celulă

Pasul 2: modelul GARCH(1,1)-t

- GARCH(1,1) din recapitularea Capitolului 5, cu inovații Student-t Bollerslev (1986)

$$r_t = \mu + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t = \sigma_t z_t, \qquad \sigma_t^2 = \omega + \alpha\, \varepsilon_{t-1}^2 + \beta\, \sigma_{t-1}^2$$

  - σ_t: volatilitatea condiționată, cunoscută în $t-1$
  - z_t: i.i.d. Student-t cu ν grade de libertate, scalat la varianța 1
  - $\omega > 0$, $\alpha, \beta \geq 0$: α măsoară reacția la știri, β memoria
  - un ν mic înseamnă cozi groase
- Persistența $\alpha + \beta$ și timpul de înjumătățire $h_{1/2}$: formulele din recapitularea Capitolului 5
- Estimare prin verosimilitate maximă, cu erori standard robuste (sandviș)

Pasul 2: volatilitatea de azi și nivelul de termen lung (1/2)

- Două cifre la finalul eșantionului
  - $\hat{\sigma}_T$ este cunoscut în $T-1$
  - $\hat{\sigma}_{T+1}$ folosește și ultimul randament $r_T = 2{,}17\%$ și intră în VaR-ul de mîine

$$\hat{\sigma}^2_{T+1} = \hat{\omega} + \hat{\alpha}\,(r_T - \hat{\mu})^2 + \hat{\beta}\,\hat{\sigma}^2_T = 0{,}0448 + 0{,}192\,(2{,}17 - 0{,}08)^2 + 0{,}799 \times 1{,}67^2 = 3{,}11$$

  - Deci $\hat{\sigma}_{T+1} = \sqrt{3{,}11} = 1{,}76\%$: un ultim randament mare ridică prognoza peste $\hat{\sigma}_T = 1{,}67\%$
- Varianța de termen lung implicată de model

$$\bar{\sigma}^2 = \frac{\omega}{1-\alpha-\beta} = \frac{0{,}0448}{0{,}0093} = 4{,}82$$

  - Randamentele sînt în %: $\bar{\sigma} = 2{,}20\%$ pe zi (34,7% pe an), față de abaterea standard empirică de 1,40% pe zi (22,1% pe an)

Pasul 2: volatilitatea de azi și nivelul de termen lung (2/2)

- De ce diferența nu este o contradicție: numitorul $1-\alpha-\beta=0{,}0093$ este mic și imprecis
  - Cu ω fix, $p=0{,}9867$ dă $\bar{\sigma}^2=3{,}37$, iar $p=0{,}9947$ dă $8{,}47$
  - CI din verosimilitatea profil ajunge la $p=1$, unde $\bar{\sigma}^2$ este infinită
  - Folosiți $\hat{\sigma}_{T+1}$ și traiectoria prognozei pe orizonturi scurte
  - Tratați nivelul de termen lung ca slab identificat
- Traiectoria prognozei revine geometric spre $\bar{\sigma}^2$, cu rata $\hat{\alpha}+\hat{\beta}$

$$\hat{\sigma}^2_{T+h}=\bar{\sigma}^2+(\hat{\alpha}+\hat{\beta})^{h-1}\left(\hat{\sigma}^2_{T+1}-\bar{\sigma}^2\right), \qquad h=21\colon\ 4{,}82+0{,}9907^{20}\,(3{,}11-4{,}82)=3{,}40$$

  - Deci $\hat{\sigma}_{T+21}=1{,}84\%$: după o lună, prognoza a parcurs doar 17% din distanța pînă la nivelul de termen lung

Pasul 3: patru prognoze VaR 1% (1/2)

- Necondiționate, pe ultimele 500 de zile: o singură cuantilă pentru toată fereastra
  - **HS** (simulare istorică): pierderea $L = -r$ depășită în 1% din ultimele 500 de zile (cuantila empirică)
  - **Normal**: $\mathrm{VaR} = -(\hat{\mu} + \hat{\sigma} z_{\mathbf{0,01}})$, cu $\hat{\mu}$, $\hat{\sigma}$ media și abaterea standard empirice și $z_{\mathbf{0,01}} = -2{,}326$ cuantila de 1% a distribuției Normale standard
- Condiționate, GARCH-t pe ultimele 1 000 de zile
  - cuantila se scalează cu prognoza volatilității de azi $\hat{\sigma}_t$

$$\textbf{GARCH-}t\text{:}\ \ \mathrm{VaR}_t = -\left(\hat{\mu} + \hat{\sigma}_t\, t_\nu^{-\mathbf{1}}(0{,}01)\sqrt{(\nu-2)/\nu}\right), \qquad \textbf{FHS}\text{:}\ \ \mathrm{VaR}_t = -\left(\hat{\mu} + \hat{\sigma}_t\, \hat{q}_{\mathbf{0,01}}(z)\right)$$

  - $t_\nu^{-\mathbf{1}}(0{,}01)$: cuantila de 1% a unei distribuții Student-t cu ν grade de libertate, iar factorul $\sqrt{(\nu-2)/\nu}$ o rescalează la varianța 1
  - **FHS** (simulare istorică filtrată): $\hat{q}_{\mathbf{0,01}}(z)$, cuantila empirică de 1% a reziduurilor standardizate $z_t = (r_t - \hat{\mu})/\hat{\sigma}_t$, înlocuiește cuantila Student-t McNeil & Frey (2000)

Pasul 3: patru prognoze VaR 1% (2/2)

- Procedură în timp real
  - Prognoza pentru ziua t folosește doar datele pînă la $t-1$
  - Parametrii GARCH sînt reestimați la fiecare 21 de zile de tranzacționare, iar $\hat{\sigma}_t$ este actualizat zilnic
- Evaluare: 3 ian. 2005 – 18 sept. 2026, $T = 5\,432$ zile
  - O depășire în ziua t: pierderea $-r_t$ depășește VaR_t
  - Numărul așteptat de depășiri la 1%: $0{,}01\,T \approx 54$
- Modelele necondiționate reacționează doar pe măsură ce fereastra avansează
  - cele condiționate reacționează prin $\hat{\sigma}_t$, în cîteva zile

Pasul 4: cele trei backtest-uri

- Testul de acoperire Kupiec Kupiec (1995): este rata depășirilor egală cu $\alpha = 1\%$?
  - LR_{uc} din recapitularea Capitolului 8, respins la 5% cînd $LR_{uc} > 3{,}84$
- Testul de independență Christoffersen Christoffersen (1998): este o depășire azi mai probabilă după o depășire ieri?

$$LR_{ind} = -2 \ln \frac{(1-\hat{\pi})^{n_{00}+n_{10}}\, \hat{\pi}^{\,n_{01}+n_{11}}}{(1-\hat{\pi}_{01})^{n_{00}}\, \hat{\pi}_{01}^{n_{01}}\, (1-\hat{\pi}_{11})^{n_{10}}\, \hat{\pi}_{11}^{n_{11}}} \sim \chi^2_1$$

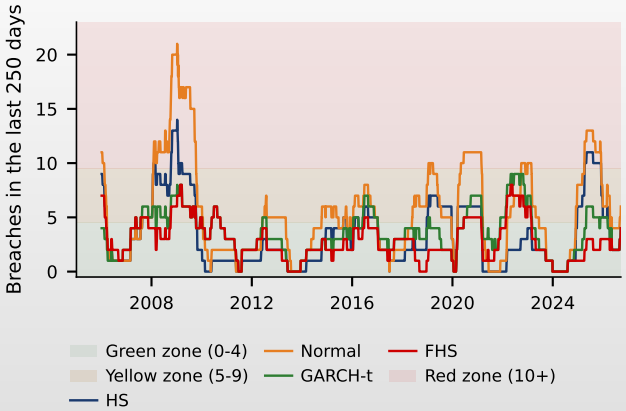
  - n_{ij}: numărul zilelor în starea j după o zi în starea i (1 = depășire, 0 = fără depășire)
  - $\hat{\pi}_{01} = n_{01}/(n_{00}+n_{01})$, $\hat{\pi}_{11} = n_{11}/(n_{10}+n_{11})$: ratele depășirilor după o zi fără depășire și după o depășire
  - $\hat{\pi} = (n_{01}+n_{11})/(n_{00}+n_{01}+n_{10}+n_{11})$: rata pe cele $T-1$ tranziții, care diferă de x/T cu cel mult $1/(T-1)$
- Testul comun: $LR_{cc} = LR_{uc} + LR_{ind} \sim \chi^2_2$, cu valoarea critică de 5% egală cu 5,99

Pasul 4: testele de acoperire și independență

Model	Depășiri	Rata	p_{uc}	p_{ind}	p_{cc}	Zona roșie
HS	79	1,45%	0,002	<0,001	<0,001	5,5%
Normal	122	2,25%	<0,001	<0,001	<0,001	18,6%
GARCH-t	80	1,47%	0,001	0,864	0,005	0,0%
FHS	67	1,23%	0,095	0,267	0,134	0,0%

- Zona roșie: ponderea ferestrelor de 250 de zile cu cel puțin 10 depășiri (semaforul Basel)
- Doar FHS nu este respins de niciunul dintre cele trei teste la 5%
- HS și Normal sînt respinse și de testul de independență, deoarece depășirile lor se grupează
- GARCH-t: independența nu este respinsă, dar depășirile sînt prea multe
  - coada Student-t nu este suficient de groasă la 1%

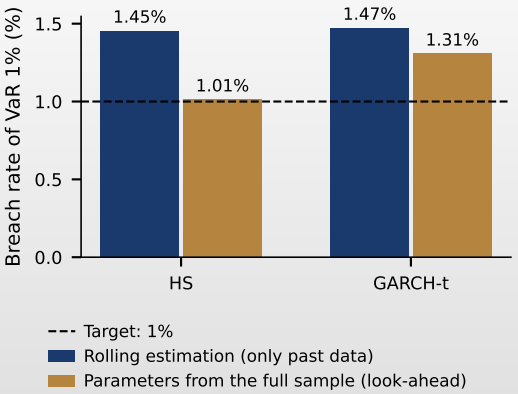
Pasul 4: depășirile din ultimele 250 de zile



- Numărul depășirilor pe o fereastră mobilă de 250 de zile, cu zonele Basel verde, galbenă și roșie
- Normal și HS intră în zona roșie în episoade, cînd depășirile lor se grupează
  - ponderile: ultima coloană a tabelului din Pasul 4
- Cele două modele cu filtru GARCH nu intră niciodată în ea

MFM_ch19_case_study

Deplasarea de anticipare în studiul de caz



- Cuantila HS calculată pe tot eșantionul dă, prin construcție, 1,01% depășiri
- GARCH-t cu parametri estimați pe tot eșantionul: depășiri în 1,31% din zile
  - față de 1,47% cu estimare pe fereastră mobilă
- Ambele par mai bune decît versiunile în timp real
  - diferența măsoară valoarea unei informații indisponibile în timp real
- Doar rezultatul pe fereastră mobilă este o dovadă despre un model de prognoză

MFM_ch19_case_study

Pasul 5: trei instrumente pentru compararea formală (1/2)

- **Testul Dynamic Quantile (DQ)** Engle & Manganelli (2004): sînt depășirile previzibile?
  - Regresăm $I_t - 0{,}01$ ($I_t = 1$ dacă pierderea depășește VaR_t, altfel 0) pe o constantă, pe $I_{t-1}, \ldots, I_{t-4}$ și pe VaR_t
  - DQ, statistica Wald că cei șase coeficienți sînt zero, $\sim \chi^2_6$ pentru un model corect
  - Detectează depășiri previzibile din trecut sau din nivelul VaR, pe care testul Christoffersen (un singur lag) le poate rata
- **Scorul FZ0** Patton, Ziegel & Chen (2019): o valoare pe zi pentru perechea de prognoze (VaR, ES)

$$S(v, e; y) = -\frac{1\{y \le v\}(v - y)}{\alpha e} + \frac{v}{e} + \ln(-e) - 1$$

  - un scor mai mic este mai bun
  - $\alpha = 2{,}5\%$: nivelul ES; y: randamentul realizat
  - $v = -\mathrm{VaR}$, $e = -\mathrm{ES}$: prognozele scrise ca cuantile ale randamentelor ($e \le v < 0$)
  - Strict consistent pentru (VaR, ES) Fissler & Ziegel (2016): în medie, perechea adevărată are scorul cel mai mic

Pasul 5: trei instrumente pentru compararea formală (2/2)

- **Teste Diebold–Mariano** pe perechi Diebold & Mariano (1995): t_{DM} din recapitularea Capitolului 14
  - d_t: diferența FZ0 dintre cele două modele în ziua t
  - $t_{DM} \approx N(0,1)$ la acuratețe egală
- **Mulțimea de încredere a modelelor** la 10% Hansen, Lunde & Nason (2011)
  - conține cel mai bun model cu probabilitatea 90%
  - un model rămîne în ea cît timp $p_{MCS} \geq 0{,}10$
- **Verificarea comparativă a ES** Nolde & Ziegel (2017), față de HS ca model standard
  - roșu dacă modelul este semnificativ mai slab
  - verde dacă este semnificativ mai bun
  - galben în rest

Pasul 5: ce pereche de prognoze evaluează FZ0?

- O a doua pereche de prognoze, din aceleași patru modele: VaR 2,5% și ES 2,5%
  - la nivelul ES din Basel, $\alpha = 2{,}5\%$
  - Nu VaR 1% din Pașii 3–4: FZ0 este consistent doar cînd v și e sînt cuantila și media cozii la același nivel α
- ES 2,5% al fiecărui model este pierderea medie dincolo de propriul VaR 2,5%
  - din aceeași distribuție a pierderilor pe care modelul o folosește pentru VaR în Pasul 3
  - **HS**: estimatorul din Capitolul 7; din cele 500 de pierderi, cele mai mari 12 plus jumătate din a 13-a, împărțite la 12,5
  - **Normal**: $\mathrm{ES} = -\hat{\mu} + \hat{\sigma}\,\varphi(z_{0{,}025})/0{,}025 = -\hat{\mu} + 2{,}338\,\hat{\sigma}$, cu φ densitatea Normală standard
  - **GARCH-t**: $-\hat{\mu}$ plus $\hat{\sigma}_t$ înmulțit cu media cozii superioare a distribuției Student-t rescalate la varianța 1
  - **FHS**: opusul sumei dintre media condiționată și $\hat{\sigma}_t$ înmulțit cu media celor mai mici 25 de reziduuri standardizate z_t din 1 000 (același estimator)

Pasul 5: prognozele ES 2,5% în cifre

Model	VaR 1% mediu (Pașii 3–4)	ES 2,5% mediu (Pasul 5)
HS	3,66%	3,99%
Normal	2,90%	2,92%
GARCH-t	2,95%	3,08%
FHS	3,17%	3,41%

- Medii ale prognozelor zilnice pe cele $T = 5\,432$ zile de evaluare, pierderi în % din poziție
- Modelul Normal: ES 2,5% / VaR 1% $= 2{,}338/2{,}326 \approx 1{,}005$
  - raportul din tabel (2,92/2,90)
  - un ES 1% ar fi cu aproximativ 15% mai mare
- Diferența dintre coloane crește cu grosimea cozii permise de model
  - aproximativ 9% pentru HS și 7,5% pentru FHS (cozi empirice)
  - 4% pentru GARCH-t
  - 0,5% pentru modelul Normal

Metode: de la întrebare la capitol

Dacă întrebarea este despre	Porniți de la
Distribuția randamentelor, cozi, predictibilitate	Capitolele 1–2: momente, teste robuste, rapoarte ale variațelor
Randamente așteptate, factori, portofolii	Capitolele 3–4: Fama–MacBeth, contracție, teste Sharpe în afara eșantionului
Volatilitate și corelație	Capitolele 5, 6, 9: GARCH, DCC, copule, log-HAR
Măsuri de risc și capital	Capitolele 7–8: FHS, EVT, backtest-uri, FZ0
Lichiditate, opțiuni, timp continuu	Capitolele 10–12: Amihud, Black–Scholes, VIX, prima de risc a variației
Prognoză cu machine learning (ML), deep learning sau text	Capitolele 13–15: purged cross-validation (CV, validare încrucișată), modele fundaționale, sentiment
Cripto, bule, risc sistemic	Capitolele 16–18: stablecoin-uri, GSADF, CoVaR, rețele

- Puncte de plecare: întrebarea din Partea C a fiecărui seminar (tabel în Anexă)
  - O întrebare proprie este binevenită dacă răspunde celor cinci întrebări din acest capitol

Identificarea: de la corelație la o afirmație (1/2)

- Întrebările despre evenimente cer un contrafactual
  - de exemplu: „au schimbat ETF-urile spot, reclasificarea FTSE Russell sau o taxă bancară mărimea X?"
  - O piață de control neafectată de eveniment: diferența în diferențe pe măsura de risc Y (de exemplu volatilitatea sau VaR 1%)

$$\hat{\delta} = \left(\bar{Y}^{\text{după}}_{\text{tratat}} - \bar{Y}^{\text{înainte}}_{\text{tratat}}\right) - \left(\bar{Y}^{\text{după}}_{\text{control}} - \bar{Y}^{\text{înainte}}_{\text{control}}\right)$$

  - Echivalent: δ din regresia $Y_{it} = a + b\,D_i + c\,P_t + \delta\,D_i P_t + \varepsilon_{it}$, cu $D_i = 1$ pentru piața tratată, $P_t = 1$ după eveniment și erori standard HAC
  - Ipoteza de identificare: tendințe paralele (fără eveniment, Y ar fi evoluat la fel pe ambele piețe), verificată pe perioada dinaintea evenimentului

Identificarea: de la corelație la o afirmație (2/2)

- Un control sintetic, construit din mai multe piețe neafectate de eveniment Abadie, Diamond & Hainmueller (2010)
- Date placebo: evenimentul mutat fictiv cu un an mai devreme sau mai tîrziu
- Dacă momentul este necunoscut: un test sup-Wald de ruptură Andrews (1993)
  - cu data estimată a rupturii raportată, nu una impusă
- Întrebările de prognoză: doar în afara eșantionului, cu o perioadă de test declarată în plan
- Un singur eveniment înseamnă $n = 1$
  - precizați ce poate și ce nu poate identifica studiul

Putere și robustețe fără p-hacking (1/2)

- **Putere**: înaintea testului principal, calculați efectul minim detectabil (MDE)
  - MDE: cel mai mic efect pe care testul dumneavoastră îl detectează cu putere de 80% la 5%
  - Pentru o estimare aproximativ Normală cu eroarea standard SE, un test bilateral de 5% și puterea 80%

$$\mathrm{MDE} = (z_{0,975} + z_{0,80})\,\mathrm{SE} = 2{,}80\,\mathrm{SE}, \qquad T_{\min} = \left(\frac{2{,}80\,\sigma}{\delta}\right)^2 \text{ cînd } \mathrm{SE} = \sigma/\sqrt{T}$$

  - z_p: cuantila p a distribuției Normale standard; δ: efectul căutat; σ: abaterea standard a unei observații
  - Livrabil: o curbă de putere simulată pentru testul principal la T-ul dumneavoastră
  - Eșantioanele scurte de cripto, ETF-uri sau de după eveniment fac ca multe teste să aibă putere mică (Kupiec la $T = 250$: MDE 3,65%)

Putere și robustețe fără p-hacking (2/2)

- Curba specificațiilor (*specification curve*)
  - estimați fiecare combinație justificabilă de fereastră, laguri, α și început al eșantionului
  - Reprezentați toate estimările ordonate, cu intervalele lor Simonsohn, Simmons & Nelson (2020)
  - Raportați dispersia pe specificații, nu celula cea mai bună
- Corectați familia
  - Holm pentru probabilitatea oricărei descoperiri false
  - Benjamini–Hochberg pentru ponderea lor așteptată
  - testul bootstrap reality check al lui White pentru căutarea repetată în aceleași date (*data snooping*) White (2000)
  - Pragurile de semnificație trebuie să crească odată cu numărul de teste încercate Harvey & Liu (2020), Harvey (2017)

Evaluarea prognozelor în proiectele despre risc

- Volatilitate: MSE sau QLIKE față de un proxy condiționat nedeplasat (eroare de evaluare)
  - Pentru multe modele: mulțimea de încredere a modelelor Hansen, Lunde & Nason (2011), nu modelul cu cea mai mică pierdere medie
- VaR: acoperire, independență și testul DQ Engle & Manganelli (2004)
  - față de un reper, teste de capacitate predictivă condiționată Giacomini & White (2006)
  - Precizați puterea fiecărui backtest la T-ul dumneavoastră
- ES: perechea (VaR, ES) evaluată cu FZ0
  - verificări comparative cu trei zone Nolde & Ziegel (2017)
  - modele dinamice pentru (VaR, ES) Patton, Ziegel & Chen (2019)
- Studiul de caz integrat (Pașii 1–5) servește drept model

Raportul și prezentarea (1/2)

Raportul: un articol de 8–12 pagini

- **1. Introducere**: întrebarea, ipoteza, contribuția
- **2. Literatură**: 10–15 referințe cu link, cel puțin 3 din ultimii cinci ani
  - inclusiv Franke, Härdle & Hafner (2019), McNeil, Frey & Embrechts (2015)
- **3. Date și replicare**: surse, perioadă, reguli de curățare
  - tabelul replicat, celulă cu celulă
- **4. Metodologie**: plan, identificare, putere, reper, funcție de pierdere, teste
- **5. Rezultate**, cu incertitudinea lor
- **6. Robustețe**: curba specificațiilor, cu corecția
- **7. Concluzie**: răspunsul într-o frază și limitele lui

Raportul și prezentarea (2/2)

Prezentarea (aproximativ 12 minute): slide-urile, în ordine

- Întrebarea (1 slide)
- Datele și un grafic care arată problema (2)
- Metoda și reperul (2)
- Rezultatul principal cu incertitudinea lui (2–3)
- Robustețe, limitări, răspuns (2)
- Un singur mesaj pe fiecare slide, axe lizibile, legenda sub grafic
- Fiecare membru prezintă și poate răspunde la întrebări despre cod
  - apoi urmează susținerea orală, fără AI

Erori AI tipice în modelarea financiară (1/2)

- **Deplasarea de anticipare**: o statistică pe fereastră mobilă sau o scalare care include ziua t în prognoza pentru ziua t
  - Verificare: modificați ultima observație; prognoza pentru acea zi nu trebuie să se schimbe (corectură: `.shift(1)`)
- **Semnul VaR**: cuantila 1% a randamentelor raportată drept VaR
  - sau cuantila 99% a randamentelor (un cîștig) folosită ca pierdere
  - Verificare: $\mathrm{VaR}_\alpha = -q_\alpha(r)$ este pozitiv ori de cîte ori $q_\alpha(r) < 0$
  - VaR 1% pe o zi al unui indice bursier este de cîteva procente
- **Anualizare**: volatilitatea înmulțită cu 252 în loc de $\sqrt{252}$
  - sau 252 de zile folosite pentru cripto, care se tranzacționează zilnic
  - Verificare: pe h perioade, mediile se scalează cu h, volatilitățile cu $\sqrt{h}$ (randamente i.i.d.)
  - pentru cripto, 365 de zile

Erori AI tipice în modelarea financiară (2/2)

- **Validare încrucișată (CV) aleatoare pe serii de timp**
  - Validarea K-fold cu amestecare folosește informație din viitor (capcana metodologică, Capitolul 13)
  - Verificare: există o dată de test anterioară unei date de antrenare? Folosiți evaluare pe ferestre succesive (*walk-forward*) sau purged CV cu embargo López de Prado (2018)
- **Referințe inventate**, grade de libertate greșite
  - valori implicite din biblioteci pe care nu le-ați ales
  - cifre raportate fără rularea codului
  - Verificare: căutați fiecare DOI pe Crossref și găsiți afirmația în articol, ca în exercițiul de critică a unui răspuns AI din fiecare seminar (Partea C)

Rezultatele principale: feedback, convingeri și bifurcații

- **Feedbackul**: de la etapa 1 la etapa 4, IQR-ul scade cu 47,2%
  - intervalul interdecilic scade cu 68,2%
  - evaluarea colegială reduce dispersia, dar nu o elimină
- **Convingerile**: abaterea standard a estimărilor anticipată de echipe este cu 71,7% sub cea observată
- **Bifurcațiile**: alegerea modelului și frecvența eșantionării modifică cel mai mult estimările
  - Un model al variației relative dă o tendință anuală mediană de $-23\,000\%$ pe date zilnice, -200% lunar și $-4{,}56\%$ anual
  - Diferențele logaritmice se adună exact între frecvențe, iar tendința liniară este liniară în date, deci niciuna nu produce această abatere între frecvențe
  - Pentru o măsură pozitivă, inegalitatea lui Jensen deplasează în sus variația relativă medie; valorile negative din articol cer alt mecanism (exemplul de mai jos)

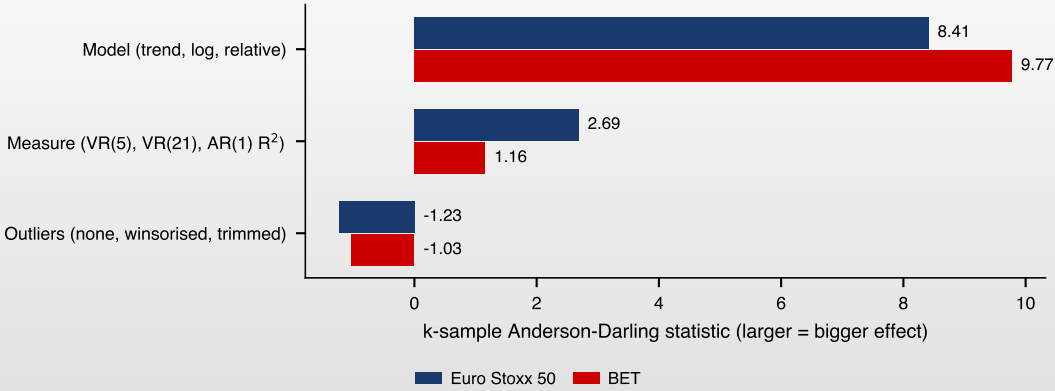
De ce explodează variațiile relative: un exemplu simplu

- O măsură care revine la valoarea de pornire: $m = (1;\ 0{,}01;\ 1)$
  - Variațiile relative $m_t / m_{t-1} - 1$: -99%, apoi $+9\,900\%$; media lor este $+4\,900{,}5\%$
  - Variațiile logaritmice: $\ln 0{,}01$, apoi $\ln 100$; media lor este exact 0, răspunsul corect pentru o măsură fără tendință
  - Pentru o măsură pozitivă, inegalitatea lui Jensen împinge în sus variația relativă medie (Anexă): multiversul cursului explodează în sus
- O măsură pozitivă nu poate scădea cu mai mult de 100%
  - o tendință de $-23\,000\%$ cere o măsură care își schimbă semnul aproape de zero ($m_{t-1} = 0{,}001$, $m_t = -0{,}2$ dă $-20\,100\%$)
  - sau variații zilnice adunate, nu compuse (250 de variații de -1% însumează -250%)
- Lecția pentru planul dumneavoastră: inspectați numitorii aproape de zero
  - fixați dinainte transformarea (diferențe logaritmice pentru măsuri pozitive sau tendință liniară)

Deciziile care modifică cel mai mult estimările: statistica folosită

- Statistica Anderson–Darling pentru k eșantioane a celor 27 de estimări
  - grupate după opțiunea de la fiecare decizie
  - Statistica compară distribuțiile celor k grupe: o valoare mai mare înseamnă grupe mai bine separate
  - Este standardizată, deci centrată în 0 cînd grupele sînt egale: o valoare negativă (valorile extreme, mai jos) înseamnă o separare sub cea datorată hazardului
- O ierarhizare descriptivă, nu un test
  - Cele 27 de estimări folosesc aceleași date

Deciziile care modifică cel mai mult estimările



MFM_ch19_nonstandard_errors

Deciziile care modifică cel mai mult estimările: rezultatele

- Valoarea statisticii pentru fiecare decizie, Euro Stoxx 50 și BET
  - Modelul: 8,41 și 9,77
  - Măsura: 2,69 și 1,16
  - Tratarea valorilor extreme: $-1{,}23$ și $-1{,}03$
- Aceeași ordine ca în articol: alegerea modelului modifică cel mai mult estimările
  - atît pe un indice mare din zona euro, cît și pe BET, indicele unei piețe de frontieră în 2002–2018
- Pentru proiect: fixați în plan modelul variației anuale (diferențe logaritmice sau tendință liniară)
  - raportați toată grila, cu decizia care o determină

Inferența pe capitole: formule suplimentare

- **Capitolul 3**: erorile Fama–MacBeth ignoră faptul că beta sînt estimați
  - covarianța Shanken, cu $\hat{\gamma}$ primele de risc, $\hat{\Sigma}_f$ covarianța factorilor și $\hat{V}_{FM}$ covarianța Fama–MacBeth (FM) Shanken (1992)
$$\hat{V}_{\mathbf{Sh}} = (1+c)\big(\hat{V}_{FM} - \hat{\Sigma}_f/T\big) + \hat{\Sigma}_f/T, \qquad c = \hat{\gamma}^\top \hat{\Sigma}_f^{-\mathbf{1}} \hat{\gamma}$$
  - valabilă pentru un model corect specificat; cu termen liber, $\hat{\Sigma}_f$ se bordează cu zerouri pe linia și coloana termenului liber
  - referința empirică din Capitolul 3: erorile Kan–Robotti–Shanken, robuste la specificare greșită, cu laguri Newey–West și sensibilitate la numărul lor
- **Capitolul 5**: QMLE (cvasi-verosimilitate maximă) pentru GARCH Bollerslev & Wooldridge (1992)
  - A: hessiana așteptată (semn schimbat); B: varianța scorului
$$\sqrt{T}(\hat{\theta} - \theta) \Rightarrow N\big(0, A^{-\mathbf{1}} B A^{-\mathbf{1}}\big)$$
  - în blocul parametrilor variației, $A = B$ dacă $\kappa_z = 3$: inovații Normale, dar nu numai
  - altfel, erorile standard din hessiană ($A^{-\mathbf{1}}$) sînt greșite; factorul $\sqrt{(\kappa_z - 1)/2}$ privește doar QMLE Gaussian, nu estimatorul Student-t
- **Capitolul 7**: cuantila empirică, pentru randamente i.i.d. cu densitatea $f(q_\alpha) > 0$
  - în coadă f este mică, deci VaR-ul istoric este zgomotos
$$\sqrt{T}(\hat{q}_\alpha - q_\alpha) \Rightarrow N\big(0,\ \alpha(1-\alpha)/f(q_\alpha)^{\mathbf{2}}\big)$$

înapoi

Idei de proiect, Partea C a fiecărui seminar (1/2)

Cap.	Întrebarea deschisă (link către seminar)
0	Au schimbat ETF-urile spot corelația Bitcoin cu acțiunile?
1	A scăzut autocorelația BET-TR (BET cu dividendele reinvestite) după reclasificarea FTSE?
2	A devenit BVB mai eficientă după reclasificarea FTSE din 2020?
3	Există prime factoriale la Bursa de Valori București?
4	Bate un portofoliu optimizat de blue chips BVB, în RON, portofoliul 1/N în afara eșantionului?
5	Este volatilitatea pieței românești determinată de SUA?
6	Au devenit acțiunile din România și din zona euro mai integrate după 2020?
7	Cît capital cere un portofoliu BVB față de un portofoliu S&P 500?

- Fiecare seminar oferă datele, o metodă de pornire și o analiză de referință discutată la seminar

Înapoi

Idei de proiect, Partea C a fiecărui seminar (2/2)

Cap.	Întrebarea deschisă (link către seminar)
8	Ce model de risc ați certifica pentru portofoliul de tranzacționare al unei bănci românești?
9	Este volatilitatea Bitcoin mai previzibilă decît cea a S&P 500?
10	Există o primă de ilichiditate pe BVB?
11	Ce model în timp continuu se potrivește pentru BET și Bitcoin?
12	Este prima de risc a variației un semnal tranzacționabil?
13	Este un model fundațional superior boosting-ului?
14	Poate un model fundațional zero-shot să înlocuiască GARCH pentru BET?
15	Aduce sentimentul titlurilor cîștig după costuri?
16	Este Bitcoin un activ alternativ, un activ de risc sau un activ de acoperire a riscului?
17	Există o bulă AI?
18	Cît de expuse sînt băncile românești la stresul bancar din zona euro?

- Capitolul 20 se potrivește și pentru un proiect de prognoză
  - volatilitatea realizată prognozată cu semnătura traiectoriei, pe datele VOLARE

Înapoi

De la idee la proiect

- Replicați mai întîi: un tabel sau o figură publicată dintr-un articol din spatele ideii (pasul 1)
- Restrîngeți-o: o piață, o perioadă, un număr de prognozat sau de testat
  - Exemplu: Seminarul 8 devine „Care dintre HS, FHS și GARCH-EVT produce un VaR 1% corect pentru un portofoliu 50/50 format din BET și EUR (cursul EUR/RON) în 2015–2026?”
- Extindeți-o: o a doua piață, un model nou, un eșantion mai lung sau mai recent
  - Exemplu: adăugați un model fundațional (Capitolul 14) ca filtru de volatilitate în FHS
- Păstrați analiza de referință ca reper și încercați să o îmbunătățiți în mod onest

Înapoi

Convențiile de date pentru proiect

- Folosiți datele cursului unde se poate
  - serii zilnice pentru indici, ETF-uri, acțiuni BVB, cripto și cursuri de schimb, plus date intraday
  - Surse publice: cursurile de referință BNR, FRED, Kenneth French Data Library, DefiLlama; arhiva BVB pentru indicii românești
- Aplicați convențiile cursului
  - Prețuri ajustate pentru ETF-uri și acțiuni, valori de închidere pentru indici, cursuri de schimb și cripto
  - Eliminați zilele de sărbătoare în care furnizorul a repetat prețul anterior și cotațiile de weekend cînd piața este închisă
  - Anualizați cu frecvența reală
  - Mai multe active: aliniați întîi prețurile pe zilele comune, apoi calculați randamentele
- Căutați valorile eronate înainte de modelare
  - salturile de $\pm 50\%$ în prețurile ajustate sînt de obicei erori de date

Înapoi

Lista de verificare pentru evaluarea rezultatelor empirice

Înainte să vă uitați la rezultate

- Fixați în plan ipoteza, reperul și funcția de pierdere
  - fereastra de estimare și perioada de test
  - numărul de modele, cu corecția lor
  - identificarea și puterea

Cînd raportați

- Doar rezultate în afara eșantionului pentru afirmații despre prognoză
- Fiecare rezultat principal însoțit de eroare standard, CI sau valoare p
- Costurile de tranzacționare pentru strategii
- Subperioade și o a doua piață pentru robustețe
- Ce **nu** a funcționat și de ce

Înapoi

Greșeli frecvente care costă puncte

- O întrebare care se schimbă după ce se cunosc rezultatele
- Ajustarea în eșantion prezentată drept putere de prognoză
- Niciun reper sau un reper slab, ales pentru a fi ușor depășit
- Multe teste fără corecție
- Grafice fără unități, legende peste date, acronime neexplicate
- Cod care nu rulează sau cifre din raport pe care codul nu le produce
- Rezultate AI păstrate fără verificare
  - utilizare nedeclarată, cod neverificat, referințe care nu există

Înapoi

Erori nestandard: datele și etapele

- **Date**: toate tranzacțiile cu contractele futures pe Euro Stoxx 50, 2002–2018
  - 720 de milioane de înregistrări
  - pentru fiecare parte se indică dacă operează pentru un client sau în cont propriu (Sec. I.A)
- **Șase ipoteze** „nicio tendință anuală"
  - eficiența pieței, spread-ul bid–ask realizat, ponderea clienților în volum
  - spread-ul realizat pe ordinele clienților, ponderea ordinelor la piață în ordinele clienților
  - venitul brut din tranzacționare al clienților
- Fiecare echipă își alege propria măsură pentru fiecare mărime
- **Patru etape** în 2021 (Sec. I.A)
  - analiza independentă (articol și cod), feedback de la doi evaluatori
  - distribuirea celor mai bune cinci lucrări
  - estimările finale, fără obligația de a furniza codul
- Un plan de analiză a fost înregistrat public înainte de începerea experimentului

Înapoi

Erori nestandard: calitatea și inferența

- **Calitatea**
  - Calitatea echipei: prima componentă principală a cinci indicatori
  - scorul de reproductibilitate 0–100 acordat de agenția de certificare Cascad
  - nota acordată de evaluatori, din care s-a scăzut media (Sec. I.B)
  - Regresii cuantilice ale estimărilor la percentilele 10, 25, 50, 75 și 90
  - un IQR care scade înseamnă o dispersie mai mică (Sec. I.C)
- **Inferența**
  - Fiecare estimare este testată față de estimarea mediană, cu corecție Bonferroni la un nivel de semnificație de 0,5% pentru familia de teste (Sec. I.C)
  - Analiza multivers: echipele raportează opțiunile metodologice din Tabelul V
  - Statistica Anderson–Darling pentru k eșantioane ierarhizează deciziile după diferențele dintre distribuțiile estimărilor (Sec. II.C)

Înapoi

Erori nestandard, detaliile replicării

- **Deciziile metodologice (bifurcațiile) din Tabelul V**
  - Valorile extreme: nimic; măsura anuală winsorizată sau cu valorile din afara percentilelor 2,5 și 97,5 eliminate
  - Măsura: raportul variațelor zi la săptămînă, raportul variațelor zi la lună, R^2 al unui model autoregresiv AR(1)
  - Modelul: tendință liniară, diferență logaritmică, diferență relativă
  - Datele zilnice permit comparațiile zi–săptămînă și zi–lună ($VR(5)$, $VR(21)$), iar variantele intrazilnice ale măsurii din Tabelul V necesită date intrazilnice
- **Explozia diferențelor relative**: $m_t = |VR - 1|$ sau R^2 este aproape de zero în unii ani (articolul: Fig. 7)
  - Fără tendință, m_t staționar: panta liniară și variația logaritmică medie sînt centrate în zero
  - dar pentru m_t independente, $\mathbb{E}(m_t/m_{t-1}) = \mathbb{E}m \cdot \mathbb{E}(1/m) \geq 1$ (Jensen), deci variația relativă medie este pozitivă
- **Statistica Anderson–Darling**: cele 27 de estimări sînt puternic corelate
  - deci valorile critice tabelate și valorile p nu se aplică

Înapoi

Bucla descoperirii, prompturi (1/2)

- **Săptămîna 1, întrebarea**: transformăm o idee în H_0/H_1, cu o țintă de replicare
  - „Iată ideea noastră din Partea C a Seminarului N. Dă trei versiuni mai precise și testabile, tabelul publicat pe care l-ar replica fiecare și seriile din datele cursului de care are nevoie.”
- **Săptămînile 1–2, literatura și ținta**: cifra de replicat este una pe care ați văzut-o în PDF
  - „Listează cele mai citate și cele mai recente articole despre această întrebare, cu DOI; pentru fiecare, estimarea principală, tabelul și eșantionul.”
  - Verificați fiecare DOI pe Crossref
  - Căutați cu Semantic Scholar, Elicit sau Google Scholar; deschideți personal tabelul
- **Săptămîna 2, ipoteze și preînregistrare**, fixate printr-un commit datat înaintea primului rezultat
  - „Pentru H0 și H1, listează ipotezele concurente și implicația care le separă; apoi scrie o preînregistrare: eșantion, filtre, ferestre, teste, corecție.”

Înapoi

Bucla descoperirii, prompturi (2/2)

- **Săptămînile 2–3, cod și replicare**: tabelul replicat devine un test în repository
  - ,,Scrie o funcție care reproduce fiecare celulă a tabelului publicat din datele cursului și o aserțiune cu toleranța pe care o acceptăm.''
- **Săptămînile 4–5, extindere și robustețe**: rulăm toată grila preînregistrată
  - ,,Iată rezultatele tuturor specificațiilor analizate. Ce concluzii rămîn valabile după corecția Holm și pe care le-ar numi un recenzent căutare repetată în aceleași date?''
- **Înainte de susținere, critica**: asistentul întreabă, echipa răspunde fără AI, ca la susținerea propriu-zisă
  - ,,Joacă rolul examinatorului la susținerea orală: pune cele mai dificile zece întrebări despre identificare, inferență și date. Nu răspunde la ele.''
- **Raportul**: distribuția rezultatelor pe grilă, nu celula cea mai bună
  - prompturile în `AI_USE.md`
  - erorile detectate în `AI_ERRORS.md`

Înapoi

Verificările cercetătorului

- **Ținta de replicare există**
  - cifra, tabelul și eșantionul luate din articol, nu din rezumatul asistentului
  - raportul citează pagina și tabelul, iar un al doilea membru găsește acolo aceeași cifră
- **Planul precede rezultatele**
  - în istoricul commit-urilor, preînregistrarea extinderii precede primul fișier de rezultate al extinderii
- **Bifurcațiile analizei** (mai multe specificații încercate decît raportate)
  - fiecare rulare își scrie configurația și rezultatul într-un jurnal
  - raportul le dă numărul și corectează familia
- **Reproductibilitatea** (fără cifre introduse manual)
  - o clonă nouă și o singură comandă regenerează fiecare cifră pînă la ultima zecimală raportată
- **Înțelegerea**: fiecare membru poate deduce formula-cheie și poate apăra fiecare alegere
  - testul este o susținere de probă în echipă, fără AI, cu o săptămînă înaintea celei reale

Înapoi

Acronime folosite în acest material (1/5)

- **ACF**: AutoCorrelation Function — *funcția de autocorelație*
- **ADF**: Augmented Dickey–Fuller (test) — *testul Dickey–Fuller augmentat*
- **AI**: Artificial Intelligence — *inteligență artificială*
- **AR**: AutoRegressive model — *model autoregresiv*
- **ASE**: Academia de Studii Economice din București
- **BET**: Bucharest Exchange Trading (index) — *indicele de referință al Bursei de Valori București*
- **BET-TR**: BET Total Return (index) — *indicele BET cu dividendele reinvestite*
- **BH**: Benjamini–Hochberg (procedure) — *procedura Benjamini–Hochberg*
- **BNR**: Banca Națională a României
- **BSADF**: Backward Sup Augmented Dickey–Fuller (statistic) — *statistica ADF supremă pe ferestre care se termină la data t*
- **BV**: Bipower Variation — *variația bipower*
- **BVB**: Bursa de Valori București
- **CAGR**: Compound Annual Growth Rate — *rata anuală compusă de creștere*
- **CAPM**: Capital Asset Pricing Model — *modelul de evaluare a activelor financiare*
- **CI**: Confidence Interval — *interval de încredere*
- **CoVaR**: Conditional Value-at-Risk — *VaR-ul sistemului condiționat de starea unei instituții*
- **COVID-19**: COronaVIrus Disease 2019 — *boala provocată de coronavirus, 2019*
- **CV**: Cross-Validation — *validare încrucișată*

Acronime folosite în acest material (2/5)

- **DCC**: Dynamic Conditional Correlation — *corelație condiționată dinamică*
- **DeFi**: Decentralised Finance — *finanțele descentralizate*
- **DM**: Diebold–Mariano (test) — *testul Diebold–Mariano de comparare a prognozelor*
- **DOI**: Digital Object Identifier — *identificatorul digital al unei publicații*
- **DQ**: Dynamic Quantile (test) — *testul cuantilei dinamice*
- **EDGE**: Efficient Discrete Generalized Estimator (of the bid-ask spread) — *estimatorul discret generalizat eficient al spread-ului bid-ask*
- **EEM**: iShares MSCI Emerging Markets ETF — *acțiuni din piețe emergente*
- **EFA**: iShares MSCI EAFE ETF (developed markets outside the US and Canada) — *acțiuni din țări dezvoltate, fără SUA și Canada*
- **ES**: Expected Shortfall — *pierderea așteptată în coadă*
- **ETF**: Exchange-Traded Fund — *fond tranzacționat la bursă*
- **EUR**: euro, international currency code — *euro, codul monetar internațional*
- **EVT**: Extreme Value Theory — *teoria valorilor extreme*
- **FDR**: False Discovery Rate — *rata descoperirilor false*
- **FHS**: Filtered Historical Simulation — *simulare istorică filtrată*
- **FM**: Fama–MacBeth (regressions) — *regresiile Fama–MacBeth*
- **FRED**: Federal Reserve Economic Data — *baza de date economice a Rezervei Federale (St. Louis)*

Acronime folosite în acest material (3/5)

- **FTSE**: Financial Times Stock Exchange (FTSE Russell, index provider) — *furnizorul de indici FTSE Russell*
- **FWER**: Family-Wise Error Rate — *probabilitatea de cel puțin o eroare de tip I în familia de teste*
- **FZ0**: Fissler–Ziegel loss, zero-homogeneous version — *funcția de pierdere Fissler–Ziegel, varianta omogenă de grad zero*
- **GARCH**: Generalised AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity — *heteroscedasticitate condiționată autoregresivă generalizată*
- **GARCH-EVT**: GARCH filter combined with Extreme Value Theory for the tail — *filtru GARCH combinat cu teoria valorilor extreme pentru coadă*
- **GBM**: Geometric Brownian Motion — *mișcarea browniană geometrică*
- **GJR**: Glosten–Jagannathan–Runkle (asymmetric GARCH) — *GARCH asimetric Glosten–Jagannathan–Runkle*
- **GLD**: SPDR Gold Shares — *ETF pe aur*
- **GMV**: Global Minimum Variance (portfolio) — *portofoliul de variață minimă globală*
- **GRS**: Gibbons–Ross–Shanken (test) — *testul Gibbons–Ross–Shanken*
- **GSADF**: Generalised Sup Augmented Dickey–Fuller (test) — *testul Dickey–Fuller augmentat suprem generalizat*
- **HAC**: Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (standard errors) — *erori standard robuste la heteroscedasticitate și autocorelație*
- **HAR**: Heterogeneous AutoRegressive (model) — *model autoregresiv heterogen*
- **HS**: Historical Simulation — *simulare istorică*

Acronime folosite în acest material (4/5)

- **HYG**: iShares iBoxx High Yield Corporate Bond ETF — *ETF de obligațiuni corporative americane cu randament ridicat, sub rating investițional*
- **IEF**: iShares 7–10 Year Treasury Bond ETF — *ETF de obligațiuni de stat americane cu scadența 7–10 ani*
- **IGARCH**: Integrated GARCH — *GARCH integrat*
- **IQR**: InterQuartile Range — *intervalul intercuartilic*
- **JB**: Jarque–Bera (test) — *testul de normalitate Jarque–Bera*
- **LLM**: Large Language Model — *model lingvistic mare*
- **LQD**: iShares iBoxx Investment Grade Corporate Bond ETF — *ETF de obligațiuni corporative americane cu rating investițional*
- **LR**: Likelihood Ratio — *raportul de verosimilitate*
- **LRMES**: Long-Run Marginal Expected Shortfall — *pierderea marginală așteptată în coadă pe termen lung (într-o criză)*
- **LSTM**: Long Short-Term Memory (network) — *rețea cu memorie pe termen lung și scurt*
- **MCS**: Model Confidence Set — *mulțimea de încredere a modelelor*
- **MDE**: Minimum Detectable Effect — *efectul minim detectabil*
- **ML**: Machine Learning — *învățare automată*
- **MSE**: Mean Squared Error — *eroarea pătratică medie*
- **PDF**: Portable Document Format — *formatul de document portabil*
- **QLIKE**: Quasi-LIKElihood (loss function) — *funcția de pierdere de tip cvasi-verosimilitate*

Acronime folosite în acest material (5/5)

- **QMLE**: Quasi-Maximum Likelihood Estimator — *estimatorul de cvasi-verosimilitate maximă*
- **RON**: Romanian leu, international currency code — *leul românesc, codul monetar internațional*
- **RV**: Realised Variance — *varianța realizată*
- **SADF**: Sup Augmented Dickey–Fuller (test) — *testul Dickey–Fuller augmentat suprem*
- **SE**: Standard Error — *eroare standard*
- **SML**: Security Market Line — *dreapta pieței titlurilor*
- **SPY**: SPDR S&P 500 ETF Trust — *ETF-ul pe indicele S&P 500*
- **SR**: Sharpe Ratio — *raportul Sharpe*
- **SRISK**: Systemic RISK (capital shortfall measure) — *deficitul de capital al unei bănci într-o criză sistemică*
- **SUA**: Statele Unite ale Americii
- **TLT**: iShares 20+ Year Treasury Bond ETF — *ETF pe obligațiuni americane pe termen lung*
- **USD**: US dollar, international currency code — *dolarul american, codul monetar internațional*
- **UTC**: Coordinated Universal Time — *timpul universal coordonat*
- **VaR**: Value-at-Risk — *valoarea la risc*
- **VIX**: CBOE Volatility IndeX — *indicele de volatilitate CBOE*
- **VOLARE**: VOLatility Archive for Realized Estimates (database) — *arhiva de estimatori realizați ai volatilității (bază de date)*
- **VR**: Variance Ratio — *raportul variațelor*
- **VRP**: Variance Risk Premium — *prima de risc a varianței*

Bibliografie (1/6)

- Abadie, A., Diamond, A., Hainmueller, J. (2010). Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's tobacco control program. *Journal of the American Statistical Association*, 105(490), 493–505.
- Andrews, D.W.K. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, 61(4), 821–856.
- Andrews, D.W.K. (1999). Estimation when a parameter is on a boundary. *Econometrica*, 67(6), 1341–1383.
- Athreya, K.B. (1987). Bootstrap of the mean in the infinite variance case. *Annals of Statistics*, 15(2), 724–731.
- Bailey, D.H., Borwein, J., López de Prado, M., Zhu, Q.J. (2017). The probability of backtest overfitting. *Journal of Computational Finance*, 20(4), 39–69.
- Bailey, D.H., López de Prado, M. (2014). The deflated Sharpe ratio: correcting for selection bias, backtest overfitting and non-normality. *Journal of Portfolio Management*, 40(5), 94–107.
- Barndorff-Nielsen, O.E., Shephard, N. (2006). Econometrics of testing for jumps in financial economics using bipower variation. *Journal of Financial Econometrics*, 4(1), 1–30.
- Benjamini, Y., Hochberg, Y. (1995). Controlling the false discovery rate: a practical and powerful approach to multiple testing. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 57(1), 289–300.
- Black, F., Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3), 637–654.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327.

Bibliografie (2/6)

- Bollerslev, T., Wooldridge, J.M. (1992). Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. *Econometric Reviews*, 11(2), 143–172.
- Brownlees, C., Engle, R.F. (2017). SRISK: a conditional capital shortfall measure of systemic risk. *Review of Financial Studies*, 30(1), 48–79.
- Campbell, J.Y., Serfaty-de Medeiros, K., Viceira, L.M. (2010). Global currency hedging. *Journal of Finance*, 65(1), 87–121.
- Chow, K.V., Denning, K.C. (1993). A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics*, 58(3), 385–401.
- Christoffersen, P.F. (1998). Evaluating interval forecasts. *International Economic Review*, 39(4), 841–862.
- Cont, R. (2001). Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues. *Quantitative Finance*, 1(2), 223–236.
- Corsi, F. (2009). A simple approximate long-memory model of realized volatility. *Journal of Financial Econometrics*, 7(2), 174–196.
- DeMiguel, V., Garlappi, L., Uppal, R. (2009). Optimal versus naive diversification: how inefficient is the 1/N portfolio strategy?. *Review of Financial Studies*, 22(5), 1915–1953.
- Diebold, F.X., Mariano, R.S. (1995). Comparing predictive accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3), 253–263.
- Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339–350.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987–1007.

Bibliografie (3/6)

- Engle, R.F., Manganelli, S. (2004). CAViaR: conditional autoregressive value at risk by regression quantiles. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(4), 367–381.
- Fama, E.F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25(2), 383–417.
- Fissler, T., Ziegel, J.F. (2016). Higher order elicitability and Osband's principle. *Annals of Statistics*, 44(4), 1680–1707.
- Forbes, K.J., Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *Journal of Finance*, 57(5), 2223–2261.
- Franke, J., Härdle, W.K., Hafner, C.M. (2019). Statistics of Financial Markets: An Introduction, 5th ed. Springer.
- Giacomini, R., White, H. (2006). Tests of conditional predictive ability. *Econometrica*, 74(6), 1545–1578.
- Gibbons, M.R., Ross, S.A., Shanken, J. (1989). A test of the efficiency of a given portfolio. *Econometrica*, 57(5), 1121–1152.
- Hansen, P.R., Lunde, A., Nason, J.M. (2011). The model confidence set. *Econometrica*, 79(2), 453–497.
- Härdle, W.K., Chen, C.Y.-H., Overbeck, L. (Eds.) (2017). Applied Quantitative Finance, 3rd ed. Springer.
- Harvey, C.R. (2017). Presidential address: the scientific outlook in financial economics. *Journal of Finance*, 72(4), 1399–1440.

Bibliografie (4/6)

- Harvey, C.R., Liu, Y. (2020). False (and missed) discoveries in financial economics. *Journal of Finance*, 75(5), 2503–2553.
- Harvey, C.R., Liu, Y., Zhu, H. (2016). . . . and the cross-section of expected returns. *Review of Financial Studies*, 29(1), 5–68.
- Hill, B.M. (1975). A simple general approach to inference about the tail of a distribution. *Annals of Statistics*, 3(5), 1163–1174.
- Holm, S. (1979). A simple sequentially rejective multiple test procedure. *Scandinavian Journal of Statistics*, 6(2), 65–70.
- Hou, K., Xue, C., Zhang, L. (2020). Replicating anomalies. *Review of Financial Studies*, 33(5), 2019–2133.
- Jensen, T.I., Kelly, B., Pedersen, L.H. (2023). Is there a replication crisis in finance?. *Journal of Finance*, 78(5), 2465–2518.
- Kupiec, P.H. (1995). Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. *Journal of Derivatives*, 3(2), 73–84.
- Ledoit, O., Wolf, M. (2004). Honey, I shrunk the sample covariance matrix. *Journal of Portfolio Management*, 30(4), 110–119.
- Ledoit, O., Wolf, M. (2008). Robust performance hypothesis testing with the Sharpe ratio. *Journal of Empirical Finance*, 15(5), 850–859.
- Lo, A.W. (2002). The statistics of Sharpe ratios. *Financial Analysts Journal*, 58(4), 36–52.
- Lo, A.W., MacKinlay, A.C. (1988). Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test. *Review of Financial Studies*, 1(1), 41–66.

Bibliografie (5/6)

- Lobato, I., Nankervis, J.C., Savin, N.E. (2001). Testing for autocorrelation using a modified Box–Pierce Q test. *International Economic Review*, 42(1), 187–205.
- López de Prado, M. (2018). Advances in Financial Machine Learning. Wiley.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7(1), 77–91.
- McNeil, A.J., Frey, R. (2000). Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: an extreme value approach. *Journal of Empirical Finance*, 7(3–4), 271–300.
- McNeil, A.J., Frey, R., Embrechts, P. (2015). Quantitative Risk Management: Concepts, Techniques and Tools, revised ed. Princeton University Press.
- Menkveld, A.J., Dreber, A., Holzmeister, F., Huber, J., Johannesson, M., Kirchler, M., et al. (2024). Nonstandard errors. *Journal of Finance*, 79(3), 2339–2390.
- Nelson, D.B. (1990). Stationarity and persistence in the GARCH(1,1) model. *Econometric Theory*, 6(3), 318–334.
- Newey, W.K., West, K.D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703–708.
- Nolde, N., Ziegel, J.F. (2017). Elicitability and backtesting: perspectives for banking regulation. *Annals of Applied Statistics*, 11(4), 1833–1874.
- Patton, A.J. (2011). Volatility forecast comparison using imperfect volatility proxies. *Journal of Econometrics*, 160(1), 246–256.

Bibliografie (6/6)

- Patton, A.J., Ziegel, J.F., Chen, R. (2019). Dynamic semiparametric models for expected shortfall (and value-at-risk). *Journal of Econometrics*, 211(2), 388–413.
- Pele, D.T., Lazar, E., Dufour, A. (2017). Information entropy and measures of market risk. *Entropy*, 19(5), 226.
- Pele, D.T., Mazurencu-Marinescu-Pele, M. (2026). Finite-sample precision limits for expected shortfall forecast comparisons. *Mathematics*, 14(13), 2316.
- Pele, D.T., Wesselhöfft, N., Härdle, W.K., Kolossiatis, M., Yatracos, Y.G. (2023). Are cryptos becoming alternative assets?. *European Journal of Finance*, 29(10), 1064–1105.
- Phillips, P.C.B., Shi, S., Yu, J. (2015). Testing for multiple bubbles: historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500. *International Economic Review*, 56(4), 1043–1078.
- Shanken, J. (1992). On the estimation of beta-pricing models. *Review of Financial Studies*, 5(1), 1–33.
- Simonsohn, U., Simmons, J.P., Nelson, L.D. (2020). Specification curve analysis. *Nature Human Behaviour*, 4(11), 1208–1214.
- Stambaugh, R.F. (1999). Predictive regressions. *Journal of Financial Economics*, 54(3), 375–421.
- Tsay, R.S. (2010). Analysis of Financial Time Series, 3rd ed. Wiley.
- White, H. (2000). A reality check for data snooping. *Econometrica*, 68(5), 1097–1126.
- Zhang, L., Mykland, P.A., Aït-Sahalia, Y. (2005). A tale of two time scales: determining integrated volatility with noisy high-frequency data. *Journal of the American Statistical Association*, 100(472), 1394–1411.