



AKADEMIA GÓRNICZO-HUTNICZA IM. STANISŁAWA STASZICA W KRAKOWIE

Wydział Zarządzania

Projekt EFID - Projekt 11B

Autorzy: *Patrycja Piła, Mateusz Strojek, Julia Szutka, Małgorzata Wnuk*

Kierunek studiów: *Informatyka i Ekonometria*

Prowadzący: *dr hab. Tomasz Wójtowicz*

Kraków, 2026

Wstęp

Celem projektu jest poszerzenie analizy o efekt *spillover*, który można otrzymać estymując model BEKK. Zbadano czy ten efekt występuje oraz czy wnioski są spójne w podokresach. Część poświęcona zmiennym, przyczynowości Grangera nie została zmieniona. Część dotycząca efektu spillover zaczyna się [tutaj](#).

Zmienne

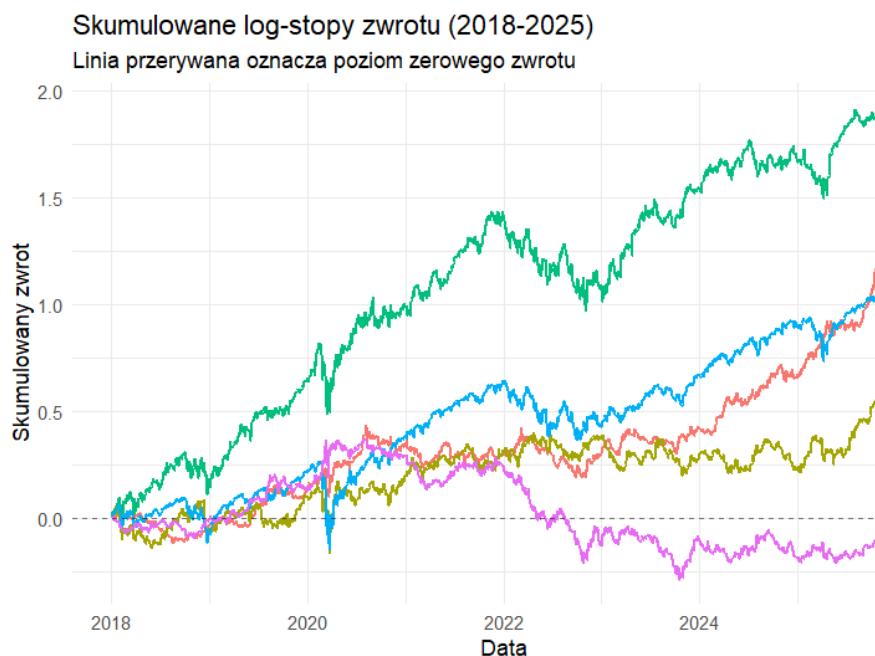
W analizie wykorzystano następujące instrumenty finansowe, reprezentujące różne klasy aktywów i segmenty rynku, co pozwala na zróżnicowanie portfela. Dane obejmują okres od 2018 do 2025 roku:

- **SPY (S&P 500 ETF)** - fundusz ETF odwzorowujący zachowanie indeksu S&P 500, reprezentujący szeroki rynek akcji w Stanach Zjednoczonych.
- **GLD (Gold Shares)** - fundusz ETF oparty na cenie złota, reprezentujący rynek surowców.
- **MSFT (Microsoft)** - akcje spółki technologicznej z sektora IT, będącej jednym z liderów globalnego rynku technologicznego.
- **JNJ (Johnson & Johnson)** - akcje spółki działającej w sektorze ochrony zdrowia.
- **TLT (20+ Year Treasury Bond ETF)** - fundusz ETF inwestujący w długoterminowe obligacje skarbowe USA, reprezentujący rynek instrumentów dłużnych.

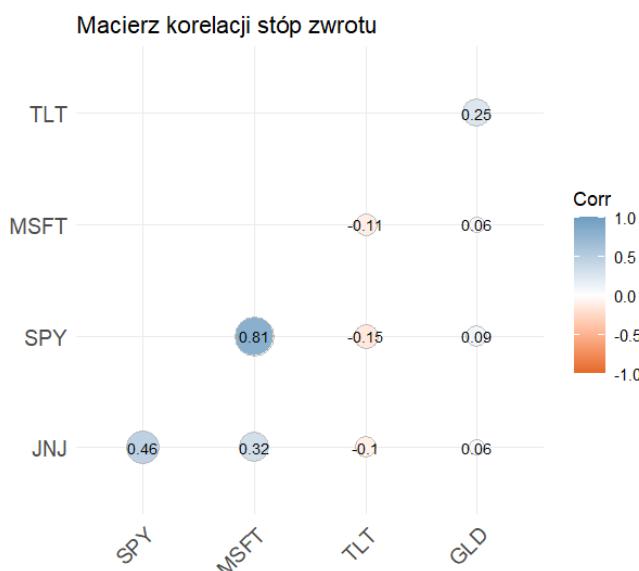
Tabela 1. Statystyki opisowe

Aktywo	Zannualizowana roczna stopa zwrotu	Odch.std. (roczne)	Skośność	Eksces	Minimum	Maksimum
SPY	0,1334	0,1951	-0,5745	16,4615	-0,1159	0,0999
TLT	-0,0170	0,1574	0,0633	7,7672	-0,0690	0,0725
GLD	0,1454	0,1515	-0,3836	6,5521	-0,0664	0,0474
MSFT	0,2282	0,2834	-0,1640	10,3630	-0,1595	0,1329
JNJ	0,0777	0,1962	-0,4584	12,3582	-0,1058	0,0769

Największą zannualizowaną stopą zwrotu, czyli średnią dzienną stopą zwrotu * 252, charakteryzuje się MSFT, co jest spójne z jego silnym trendem wzrostowym w badanym okresie, ale jednocześnie ma on też najwyższe zannualizowane odchylenie standardowe (odchylenie standardowe policzone na dziennych stopach zwrotu * $\sqrt{252}$). Fundusz obligacji jako jedyny spośród przedstawionych instrumentów przyniósł w analizowanym czasie stratę. Ujemna skośność większości aktywów sugeruje przewagę gwałtownych spadków nad dynamicznymi wzrostami w ich historycznych notowaniach. Wyjątkowo wysoki poziom ekscesu we wszystkich przypadkach sygnalizuje występowanie wstrząsów cenowych znacznie silniejszych niż w rozkładzie normalnym.



Na powyższym wykresie skumulowanych log-stóp zwrotu widać wyraźne różnice między instrumentami. Spadki krzywych oznaczają okresy gorszej koniunktury, natomiast wzrosty - przewagę dodatnich stóp zwrotu. MSFT osiąga najwyższy wzrost w całym badanym okresie, co wskazuje na najwyższą długookresową stopę zwrotu spośród analizowanych aktywów. GLD, SPY oraz JNJ rosną umiarkowanie i relatywnie stabilnie do około 2022 roku, natomiast po tym czasie GLD i SPY ponownie wzrastają, pełniąc rolę bardziej defensywnych składników portfela w porównaniu do MSFT. W przypadku JNJ po 2022 roku widoczny jest łagodny spadek i późniejsza stabilizacja (może odzwierciedlać wygaszanie efektów okresu pandemicznego). Z kolei TLT w okolicach 2021-2023 przechodzi w wyraźny trend spadkowy, co oznacza przewagę ujemnych stóp zwrotu w tym czasie.



Dodatkowo zbadano korelacje pomiędzy aktywami. Wyniki przedstawiono na macierzy korelacji powyżej. Odnotowano wysoką dodatnią korelację pomiędzy S&P 500 oraz Microsoftem. Zauważalna, choć słabsza, dodatnia korelacja występuje również pomiędzy spółką Johnson & Johnson a S&P 500 oraz Microsoftem. Pozostałe zależności charakteryzują się niskim poziomem korelacji i można je uznać za statystycznie nieistotne.

Relacje przyczynowe (test przyczynowości Grangera)

W części A dla każdego okresu zastosowano odporny test przyczynowości Grangera oparty na teście Walda z wykorzystaniem estymatora macierzy kowariancji Newey-Westy (HAC). Podejście to wybrano ze względu na zidentyfikowane w diagnostyce problemy z autokorelacją i heteroskedastycznością reszt, które uniemożliwiały zastosowanie klasycznych testów F.

Hipotezy testowe

Dla każdego kierunku zależności (np. $X \rightarrow Y$) weryfikowano następujące hipotezy:

- H_0 : Opóźnione wartości zmiennej X nie pomagają w prognozowaniu zmiennej Y (brak przyczynowości w sensie Grangera).
- H_1 : Opóźnione wartości zmiennej X istotnie poprawiają prognozę zmiennej Y (istnieje przyczynowość w sensie Grangera).

Tabela 2. Istotne relacje przyczynowe (test przyczynowości Grangera) – pełny okres

Przyczyna	Skutek	Wartość p
SPY	MSFT	0,0141
JNJ	MSFT	0,0135
GLD	JNJ	0,0121

W pełnym okresie test Grangera wskazuje, że SPY jest przyczyną w sensie Grangera dla MSFT, czyli wcześniejsze zwroty SPY pomagają prognozować zwroty MSFT. Ponadto JNJ jest przyczyną w sensie Grangera dla MSFT, a także GLD jest przyczyną w sensie Grangera dla JNJ.

Tabela 3. Istotne relacje przyczynowe (test przyczynowości Grangera) – okres marzec 2018 - koniec stycznia 2020

Przyczyna	Skutek	Wartość p
GLD	SPY	0,0053
GLD	TLT	0,0006
GLD	JNJ	0,0145

Wartości p dla relacji z udziałem GLD są niskie, szczególnie w przypadku, gdy GLD jest przyczyną w sensie Grangera dla TLT (wartość p = 0,0006 - silne statystyczne potwierdzenie przyczynowości w sensie Grangera). Pozostałe relacje (GLD → SPY, GLD → JNJ) również są istotne statystycznie.

Tabela 4. Istotne relacje przyczynowe (test przyczynowości Grangera) – okres marzec 2020 - koniec stycznia 2022

Przyczyna Skutek Wartość p		
TLT	GLD	0,0157
SPY	MSFT	0,0116
GLD	JNJ	0,0437

Test przyczynowości Grangera wskazuje, że TLT jest przyczyną w sensie Grangera dla GLD, SPY dla MSFT oraz GLD dla JNJ.

Tabela 5. Istotne relacje przyczynowe (test przyczynowości Grangera) – okres marzec 2022 - koniec stycznia 2024

Przyczyna Skutek Wartość p		
MSFT	SPY	0,0343
SPY	TLT	0,0247
MSFT	TLT	0,0394
JNJ	TLT	0,0020

Test przyczynowości Grangera wskazuje, że MSFT jest przyczyną w sensie Grangera dla SPY, natomiast SPY, MSFT oraz JNJ są przyczynami w sensie Grangera dla TLT. Najsilniejsze potwierdzenie statystyczne dotyczy relacji JNJ → TLT (p=0,002).

Na podstawie powyższych wyników można stwierdzić, że wyniki testów Grangera nie były stabilne na przełomie czasu. Przykładowo, żadna zależność przyczynowa nie pokryła się w drugim i w trzecim okresie oraz w pierwszym okresie i trzecim okresie. Testy przyczynowości z pierwszego i drugiego okresu dały taki sam rezultat dla zależności „GLD → JNJ”. Tą zależność potwierdza test przyczynowości na całym badanym okresie.

Wnioski z części A

Wyniki badań wskazują, że dobór okresu czasowego ma wpływ na charakter i stabilność zidentyfikowanych zależności, co potwierdza wysoką zmienność powiązań między aktywami w czasie. Szczególnie wyróżnia się okres obejmujący pandemię, w którym odnotowano najwyższą moc objaśniającą modeli oraz najbardziej rozbudowaną sieć istotnych statystycznie interakcji (choć występująca w tym czasie silna autokorelacja reszt mogła prowadzić do zniekształcenia wartości p w testach). Odnotowano niestabilność relacji przyczynowych w sensie Grangera, z których jedynie relacja, gdzie

złoto jest przyczyną dla JNJ wykazała pewną powtarzalność. Zmienność wyników diagnostycznych oraz dopasowania modeli w poszczególnych oknach czasowych uzasadnia konieczność stosowania odpornych estymatorów HAC w celu niwelowania wpływu okresowych zaburzeń strukturalnych składnika losowego.

Efekt spillover

Efekt *spillover* to zjawisko polegające na transmisji ryzyka, w którym niestabilność notowań jednego instrumentu finansowego wywołuje istotną zmianę wariancji cen na innym rynku. W ramach modelu wielorównaniowego proces ten jest obserwowany poprzez badanie istotności parametrów odpowiedzialnych za przenoszenie nagłych zaburzeń oraz długoterminowej zmienności między aktywami.

Aby otrzymać wyniki dotyczące efektu *spillover*, należy najpierw wyestymować model BEKK (Baba, Engle, Kraft i Kroner, 1990). Równanie modelu kształtuje się następująco

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + G'H_{t-1}G$$

Gdzie:

- H_t – macierz kowariancji warunkowej w czasie t
- C – górnna macierz trójkątna stałych.
- ε_{t-1} – wektor reszt z poprzedniego okresu (z VAR).
- A – macierz parametrów ARCH.
- G – macierz parametrów GARCH.

Estymacji dokonano metodą „Quasi-Największej Wiarygodności”, co pozwoliło na uzyskanie odpornych błędów standardowych i wiarygodnych statystyk t-Studenta. Do weryfikacji istotności powiązań między rynkami zastosowano łączny test Walda.

- Hipoteza zerowa: $a_{ij} = 0$ oraz $g_{ij} = 0$. Oznacza to brak efektu *spillover*. Ani szoki, ani zmienność historyczna instrumentu j nie wpływają istotnie na warunkową wariancję instrumentu i.
- Hipoteza alternatywna: $a_{ij} \neq 0$ lub $g_{ij} \neq 0$. Oznacza to występowanie istotnego statystycznie efektu *spillover*.

Cały okres

Tabela 6. Wyniki testu Walda dla całego okresu

Do	Z	A (spillover szoków)	Wartość p dla A	G (spillover zmienności)	Wartość p dla G	Stat_chi 2	Wartość p testu łącznego (AG)
TLT	JNJ	-0,0274	0,2575	0,0238	0,0989	4,0057	0,1350
MSFT	SPY	0,3699	0,1708	-0,0527	0,7761	1,9565	0,3760
TLT	GLD	-0,0471	0,2523	0,0164	0,7074	1,4512	0,4840
GLD	JNJ	-0,0380	0,2893	0,0260	0,6900	1,2820	0,5268

GLD	MSFT	-0,0170	0,5979	0,0150	0,3415	1,1830	0,5535
GLD	SPY	0,0521	0,3936	-0,0323	0,6095	0,9887	0,6100
JNJ	SPY	0,1798	0,3739	-0,0090	0,8908	0,8097	0,6671

Na podstawie powyższej tabelki można stwierdzić, że przy badaniu na całym okresie nie występuje efekt *spillover*. Ani szoki, ani zmienność historyczna instrumentów j nie wpływają istotnie na warunkową wariancję instrumentu i . Minimalna p-wartość wynosiła 0,135 w zależności JNJ -> TLT.

Pierwszy okres

Tabela 7. Wyniki testu Walda dla pierwszego okresu

Do	Z	A (spillover szoków)	Wartość p dla A	G (spillover zmienności)	Wartość p dla G	Stat_chi ₂	Wartość p testu łącznego (AG)
SPY	MSFT	-0,0446	0,5631	0,0828	0,0008	11,5611	0,0031
GLD	JNJ	0,0251	0,5473	-0,0063	0,0455	4,3634	0,1129
JNJ	SPY	0,2779	0,1939	-0,1138	0,4228	2,3301	0,3119
GLD	SPY	-0,1396	0,2664	0,0935	0,3114	2,2602	0,3230
MSFT	JNJ	0,0511	0,6149	0,0384	0,1614	2,2143	0,3305
JNJ	TLT	-0,0808	0,1400	0,0018	0,8675	2,2061	0,3319
MSFT	SPY	0,2065	0,5485	-0,2291	0,2339	1,7772	0,4112

Analiza dla pierwszego okresu ujawniła występowanie istotnej transmisji ryzyka wyłącznie w relacji od spółki Microsoft do SPY. Proces ten opiera się przede wszystkim na przenoszeniu długookresowej zmienności co potwierdza wysoka istotność parametru G przy jednoczesnym braku reakcji na nagłe impulsy (p-wartość na poziomie ok. 0,56). Możliwe, że w tym czasie technologia miała duże znaczenie w rynku. W przypadku relacji między Johnson and Johnson a złotem odnotowano pewien wpływ historycznej wariancji, lecz łączny test statystyczny nie potwierdził istnienia efektu *spillover*. Pozostałe badane pary instrumentów finansowych nie wykazały w tym czasie statystycznie istotnych powiązań w zakresie przepływu niepewności.

Drugi okres

Tabela 8. Wyniki testu Walda dla drugiego okresu

Do	Z	A (spillover szoków)	Wartość p dla A	G (spillover zmienności)	Wartość p dla G	Stat_chi ₂	Wartość p testu łącznego (AG)
SPY	JNJ	0,0831	0,7405	-0,0939	0,0959	2,8830	0,2366

SPY	TLT	0,0174	0,9626	-0,0533	0,3198	0,9920	0,6090
JNJ	GLD	-0,0202	0,6982	0,0191	0,9137	0,1621	0,9222
GLD	MSFT	0,0542	0,7421	-0,0338	0,9316	0,1156	0,9438
MSFT	JNJ	0,0615	0,9289	-0,0818	0,7695	0,0938	0,9542
TLT	JNJ	-0,0040	0,9970	0,0579	0,7947	0,0678	0,9667
JNJ	SPY	-0,1180	0,8505	0,0655	0,8686	0,0629	0,9690

Analiza dla drugiego okresu, który obejmował m.in. pandemię COVID-19, nie wykazała występowania istotnej statystycznie transmisji ryzyka między żadną z badanych par instrumentów finansowych. We wszystkich przypadkach p-wartości testu Walda znacząco przekroczyły przyjęty poziom 0,05. Najwyższą wartość p otrzymała zależność SPY -> JNJ.

Trzeci okres

Tabela 9. Wyniki testu Walda dla trzeciego okresu

Do	Z	A (spillover szoków)	Wartość p dla A	G (spillover zmienności)	Wartość p dla G	Stat_chi 2	Wartość p testu łącznego (AG)
SPY	GLD	-0,1136	0,4090	0,0466	0,3147	1,6924	0,4290
TLT	JNJ	-0,0194	0,9111	0,0246	0,2187	1,5253	0,4664
MSFT	SPY	-0,0273	0,8942	0,0413	0,3149	1,0276	0,5982
MSFT	GLD	-0,0601	0,6738	0,0324	0,3849	0,9322	0,6274
SPY	TLT	0,0264	0,4448	-0,0221	0,5613	0,9215	0,6308
MSFT	JNJ	0,0228	0,9043	-0,0184	0,5455	0,3799	0,8270
GLD	SPY	-0,0154	0,8167	0,0110	0,5899	0,3442	0,8419

W trzecim badanym okresie rozpoczęjącym się tuż po starcie wojny na Ukrainie, nie odnotowano żadnych istotnych statystycznie efektów transmisji ryzyka, gdyż we wszystkich przypadkach wartości prawdopodobieństwa testu łącznego znacząco przekroczyły próg błędu. Względnie najsilniejszą zależność zaobserwowano w kierunku od złota do indeksu SPY, jednak wysoka wartość p wynosząca około 0,43 dowodzi braku rzeczywistego powiązania między tymi rynkami. Ciekawe byłoby uwzględnienie okresu od początku lutego 2022 roku - mogłoby to wpłynąć na uzyskane wyniki.

Wnioski

Na podstawie otrzymanych wyników można stwierdzić, że zjawisko transmisji zmienności występuje w bardzo ograniczonym zakresie. Jedyną istotną zależność odnotowano w pierwszym okresie, gdzie zmienność spółki Microsoft wpływała na zmienność indeksu SPY. Może to wynikać z dominującej pozycji sektora technologicznego w tym czasie. W pozostałych przypadkach test Walda nie wykazał

istotnych powiązań (p-wartość powyżej 0,05). Warto zauważyć wyraźną różnicę względem wyników testów przyczynowości Grangera. Tam relacji przyczynowych było znacznie więcej (np. pięć w pierwszym okresie), co sugeruje, że rynki są powiązane cenowo, ale niekoniecznie zarażają się ryzykiem.