

Uniwersytet Warszawski
Wydział Nauk Ekonomicznych

Rafał Kaczmarek

Beta CAPM i bety downside w modelowaniu stóp zwrotu z indeksów giełdowych z wykorzystaniem rolowania oraz modelu DCC

Hipoteza: Bety downside są lepszym wyborem niż beta CAPM w modelowaniu zwrotów z indeksów giełdowych pod kątem wartości oszacowań oraz ich istotności.

Praca zaliczeniowa na zajęcia
z Modelowania Rynków Finansowych

Warszawa, styczeń 2022

Oświadczenie autora/autorów pracy

Mając świadomość odpowiedzialności prawnej oświadczam(y), że niniejsza praca zaliczeniowa została napisana przeze mnie/nas samodzielnie i nie zawiera treści uzyskanych w sposób nie zgodny z obowiązującymi przepisami prawa. Oświadczam(y) również, że przedstawiona praca zaliczeniowa, ani jej fragmenty nie są równoległe i nie były wcześniej wykorzystywane do uzyskania zaliczenia z innego przedmiotu w toku studiów na WNE UW (wyłączając badania na potrzeby pracy magisterskiej). Oświadczam(y) ponadto, że niniejsza wersja pracy jest identyczna z przesłaną wersją elektroniczną.

Wstęp

Inwestorzy, poszukując miejsca alokacji środków finansowych, czasem decydują się na wykorzystanie możliwości jakie oferuje giełda. Głównym ich celem jest maksymalizacja swojego majątku, dlatego też poszukują różnych sposobów na zwiększenie szansy na realizację tego celu. Jednym z nich może być wykorzystanie modelu CAPM, który jest stosowany do wyceny instrumentów finansowych oraz wyjaśnienia struktury cen aktywów kapitałowych. Jednak, zanim opisywany model zostanie wykorzystany, warto zapoznać się z literaturą na jego temat. W wielu pracach naukowych poruszono kwestię modelu wyceny aktywów kapitałowych i jego rzetelności dotyczącej otrzymywanych wyników. Przede wszystkim koncentrowano się na mierze ryzyka, jaką jest beta. W modelu CAPM jest ona przedstawiona jako wariancja, co sprawia, że skrajne zyski są przedstawione jako równie niepożądane co skrajne straty. Nie jest to właściwe, ponieważ inwestorzy charakteryzują się większą awersją co do strat i oczekują premii za posiadanie aktywów silnie skorelowanych ze spadkami na rynku. Z tego powodu, dla inwestorów półwariancja (downside beta) jest lepszą miarą ryzyka niż wariancja (beta CAPM). Hsiu-Jung Tsai, Ming-Chi Chen, Chih-Yuan Yang¹, autorzy badania „A time-varying perspective on the CAPM and downside betas” na którym jest wzorowane to badanie, pragnęli dopracować wyniki prezentowane w poprzednich badaniach i zaprezentowali kilka propozycji wyliczenia bety bazując na dokonaniach innych uczonych. Następnie, wykorzystując dane indeksów kapitałowych Morgan Stanley (MSCI) z 23 rynków rozwiniętych, porównali wyniki CAPM beta z trzema współczynnikami downside beta. HW-beta i HR-Beta charakteryzowały się wyższymi wartościami niż pozostałe bety. W celu przeprowadzenia dokładniejszego wnioskowania badacze posłużyli się modelem dynamicznej korelacji warunkowej (DCC) do ponownego oszacowania wszystkich bet. Wykorzystanie tego modelu pozwoliło na wyeliminowanie autokorelacji wariancji. Ponownie, DCC HW-beta i DCC HR-Beta prezentowały wyższe wartości niż pozostałe DCC bety. Wykazano także, że DCC HW-beta i DCC HR-beta przewyższają inne wersje bet w wyjaśnianiu oczekiwanych zwrotów na giełdzie. Downside bety przeważały nad betą CAPM, ponieważ były w stanie uchwycić pewnie powiązania między portfelem rynkowym a indywidualnymi zwrotami z akcji.

¹ Hsiu-Jung Tsai, Ming-Chi Chen, Chih-Yuan Yang, *A time-varying perspective on the CAPM and downside betas*, International Review of Economics and Finance, 2014, vol. 29 s.440-454

Bazując na artykule Hsiu-Jung, Ming-Chi oraz Chih-Yuan² przeprowadziliśmy zbliżone badanie. Pragnęliśmy sprawdzić, czy wykorzystując te same metody na danych z innego okresu otrzymamy zbliżone wyniki oraz zweryfikować hipotezę zakładającą, że bety downside są lepszym wyborem niż beta CAPM w modelowaniu zwrotów z indeksów giełdowych pod kątem wartości oszacowań oraz ich istotności. W przytoczonym badaniu dane pochodziły z okresu 02.01.1990 - 31.05.2009r., a w naszym badaniu wykorzystujemy dane z lat 01.12.2012 - 30.12.2019. Wybór tego okresu był podyktowany chęcią ominięcia znacznych zmian na giełdzie spowodowanych kryzysem z 2007-2009r. oraz efektów pandemii Covid-19. Wyniki otrzymane w tym badaniu są zbliżone do wyników badania Hsiu-Jung et.al. W obu przypadkach Beta-HW i Beta-HR prezentowały wyższe wartości niż Beta-CAPM, ale Beta-E osiągała wyższe wartości niż Beta-CAPM. Poza oszacowaniem wartości bet, sprawdzono także ich istotność w modelowaniu zwrotów z indeksów giełdowych. Wykorzystano do tego model MNK, w którym zmienną zależną jest stopa zwrotu z indeksów giełdowych, a zmiennymi zależnymi oszacowane bety. Z modelu wynika, że najczęściej istotne są oszacowania dla HW-Beta, ale CAPM-Beta jest także istotną zmienną w wielu krajach.

1. Metodologia

Badanie jest oparte na wyliczeniu wartości współczynników beta, dlatego istotną kwestią jest dokładne przedstawienie metodologii oraz formuł wykorzystywanych w dalszym etapie pracy. Rozdział ten został podzielony na dwie części. W pierwszej z nich omówione zostaną formuły obliczania bet, a w drugiej części zostanie przedstawiony model DCC i GARCH(1,1).

1.1 Sposoby liczenia β^{CAPM} oraz downside beta

W artykule posłużono się betą CAPM liczoną przy użyciu wzoru:

$$\beta_i^{CAPM} = \frac{Cov[(R_{it}-R_{ft}) * (R_{Mt}-R_{ft})]}{Var[(R_{Mt}-R_{ft})]},$$

gdzie R_{it} , R_{Mt} to stopy zwrotu z papieru wartościowego i oraz portfela rynkowego w czasie t , a R_{ft} to stopa wolna od ryzyka.

² Hsiu-Jung Tsai, Ming-Chi Chen, Chih-Yuan Yang, op. cit.

Współczynniki downside beta zostały wyliczone przy wykorzystaniu trzech miar przedstawianych w literaturze. Hogan and Warren³ w jednej ze swoich prac zaproponowali β^{HW} , Harlow i Rao⁴ przedstawili β^{HR} a Estrada⁵ zaproponował inną formułę oznaczoną jako β^E . Poniżej przedstawiono wzory, które wspomniani badacze opisali w swoich badaniach.

$$\beta_i^{HW} = \frac{Cov[(R_{it}-R_{ft}) * \min(R_{Mt}-R_{ft},0)]}{Var[\min(R_{Mt}-R_{ft},0)]},$$

gdzie R_{it}, R_{Mt} to stopy zwrotu z papieru wartościowego i oraz portfela rynkowego w czasie t , a R_{ft} to stopa wolna od ryzyka.

$$\beta_i^{HR} = \frac{Cov[(R_{it}-\mu_i) * \min(R_{Mt}-\mu_M,0)]}{Var[\min(R_{Mt}-\mu_M,0)]},$$

gdzie μ_i, μ_M to odpowiednio średnie stopy zwrotu z papieru wartościowego i oraz portfela rynkowego.

$$\beta_i^E = \frac{Cov[\min(R_{it}-\mu_i,0) * \min(R_{Mt}-\mu_M,0)]}{Var[\min(R_{Mt}-\mu_M,0)]}.$$

1.2 Model dynamicznej korelacji warunkowej (DCC)

Praca na szeregach czasowych związanych z danymi finansowymi niesie za sobą kilka problemów. Jednym z nich jest autokorelacja, która w przypadku takich danych występuje bardzo często. Badacze, aby wyeliminować ten problem i otrzymać jak najdokładniejsze wyniki, postanowili użyć modeli GARCH(1,1) i DCC do oszacowania wszystkich bet wymienionych w poprzednim rozdziale. Procedura szacowania dynamicznej korelacji warunkowej powoduje zmienną w czasie wariancję warunkową i kowariancję warunkową, dzięki czemu możliwe jest obliczenie odpowiednich bet w prosty sposób. Procedura ta, zaproponowana przez Engle'a⁶, przebiega w dwóch etapach. Początkowo są oszacowane parametry modeli wariancji, do czego badacze wykorzystali GARCH(1,1). Parametryzację macierzy kowariancji zwrotów z akcji H_t , wykorzystując współczynniki korelacji warunkowej i wariancje zwrotów z dwóch portfeli rynkowych, możemy zapisać jako:

³ Hogan, W. W., & Warren, J. M. (1974). Toward the development of an equilibrium capital market model based on semivariance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 19, 1–11.

⁴ Harlow, W. V., & Rao, R. K. S. (1989). Asset pricing in a generalized mean lower partial moment framework: Theory and evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 285–311

⁵ Estrada, J. (2002). Systematic risk in emerging markets: The D-CAPM. *Emerging Markets Review*, 3, 365–379.

⁶ Engle, R. F. (2002). Dynamic conditional correlation — A simple class of multivariate GARCH models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3), 339–350.

$H_t \equiv D_t * R_t * D_t$, gdzie R_t jest zmienną w czasie macierzą korelacji, D_t to o wymiarach 2x2 diagonalna macierz zmiennych w czasie odchyłeń standardowych z jednoczynnikowego procesu GARCH z $\sqrt{h_{i,t}}$ na i-tej przekątnej. Drugim krokiem jest maksymalizacja funkcji logarytmu wiarygodności:

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \log(2\pi) + 2 \log|H_t| + r_t' H_t^{-1} r_t)$$

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \log(2\pi) + 2 \log|D_t| + \log(|R_t| \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t))$$

gdzie $\varepsilon_t \sim N(0, R_t)$ to reszty standaryzowane przez ich warunkowe odchylenie standardowe.⁷

2. Opis danych

Badanie zostało przeprowadzone na danych dotyczących głównych indeksów giełdowych w 18 państwach wchodzących w skład listy rynków rozwiniętych wg. MSCI⁸. Te kraje to Australia, Belgia, Kanada, Dania, Finlandia, Francja, Niemcy, Hong Kong, Irlandia, Japonia, Holandia, Nowa Zelandia, Norwegia, Portugalia, Hiszpania, Szwecja, Szwajcaria i Stany Zjednoczone. Dla każdego z tych krajów notowania indeksów obejmowały okres od 01.12.2012 do 30.12.2019 i zostały pobrane ze strony Investing.com. Informacje na temat wybranego indeksu dla poszczególnego kraju zostały przedstawione w tabeli 1.

Wszystkie krajowe indeksy cen akcji zostały przedstawione w lokalnej walucie. W badaniu wykorzystano dzienne stopy zwrotu, które zostały obliczone jako różnica logarytmu ceny zamknięcia z dnia dzisiejszego i z dnia poprzedniego, wyrażone jako wartości procentowe. Brakujące obserwacje z powodu dni wolnych od pracy i świąt narodowych zostały uzupełnione wartościami z dnia poprzedzającego. Jako indeks rynkowy przyjęto indeks MSCI World. Stopa wolna od ryzyka została przedstawiona jako dzienna stopa procentowa zysków z 3 miesięcznych bonów skarbowych Stanów Zjednoczonych. Zbiór danych wynosił 2585 obserwacji, ale do dalszej analizy wykorzystano dane od 01.01.2013 do 30.12.2019 co spowodowało zmniejszenie się liczby analizowanych obserwacji do 2555. Ostatni miesiąc 2012 roku został wykorzystany w celu przeprowadzenia procedury rolowania z 30 dniowym oknem, która była potrzebna w dalszej części badania.

⁷ Hsiu-Jung Tsai, Ming-Chi Chen, Chih-Yuan Yang, op. cit. s.441-442

⁸ MSCI, www.msci.com/our-solutions/indexes/developed-markets dostęp 02.01.2022

Tabela 1. Indeksy wykorzystane w badaniu dla poszczególnych krajów.

Kraj	Indeks
Australia	S&P ASX 200
Belgia	BEL 20
Kanada	S&P TSX
Dania	OMX Copenhagen 20
Finlandia	OMX Helsinki 25
Francja	CAC 40
Niemcy	DAX
Hong Kong	Hang Seng Index
Irlandia	ISEQ Overall
Japonia	Nikkei 225
Holandia	AEX
Nowa Zelandia	NZX 50
Norwegia	Oslo OBX
Portugalia	PSI 20
Hiszpania	IBEX 35
Szwecja	OMX Stockholm 30
Szwajcaria	SMI
Stany Zjednoczone	S&P 500

Źródło: Opracowanie własne.

Dokładne statystyki opisowe dla dziennych zwrotów z indeksów zostały przedstawione w tabeli 2. Wynika z niej, że Dania, Irlandia i Norwegia mają najwyższy średni zysk z kapitału i wynosi on 0,057%. Niewiele gorszy średni zysk z kapitału został odnotowany w Nowej Zelandii oraz Stanach Zjednoczonych, gdzie wartość ta wyniosła kolejno 0,053% i 0,052%. Jedynie 2 rynki charakteryzują się ujemnym średnim zyskiem z kapitału i są to Portugalia oraz Hiszpania, gdzie wartości te były równe -0,004% oraz -0,002%. Najmniejszy zysk z kapitału dla poszczególnych krajów zawierał się w przedziale od -13,19% do -3,17%, gdzie najniższą wartość odnotowano w Hiszpanii. Największy zysk z kapitału dla poszczególnych krajów zawierał się w przedziale od 2,41% do 7,43%, a najwyższy był w Japonii. Odchylenie standardowe wynosiło od 0,535 do 1,304. Skośność zawierała się w przedziale od -1,924 do 0,017 i jedynie dla Stanów Zjednoczonych była dodatnia. Wartości kurtozy prezentowały się od 1,614 do 4,153.

Tabela 2. Statystyki opisowe dla dziennych zwrotów z indeksów.

	Średnia	Minimum	Mediana	Maksimum	Odchylenie standardowe	Skośność	Kurtoza
Australia	0,02	-4,18	0,05	3,28	0,758	-0,778	1,986
Belgia	0,029	-6,61	0,06	3,8	0,935	-1,273	2,449
Kanada	0,022	-3,17	0,07	2,9	0,657	-0,513	1,941
Dania	0,057	-6,78	0,09	5,14	1,061	-0,823	2,347
Finlandia	0,042	-8,75	0,06	3,82	1,022	-1,607	3,073
Francja	0,029	-8,38	0,07	4,06	1,07	-1,494	2,885
Niemcy	0,03	-7,07	0,09	4,85	1,094	-1	2,405
Hong Kong	0,032	-6,02	0,08	4,13	1,034	-1,021	2,236
Irlandia	0,057	-10,42	0,06	4,45	1,032	-1,618	3,342
Japonia	0,043	-8,25	0,08	7,43	1,304	-0,465	2,345
Holandia	0,027	-5,87	0,07	3,97	0,958	-1,034	2,241
Nowa Zelandia	0,053	-3,71	0,09	2,41	0,535	-1,117	1,614
Norwegia	0,057	-5,34	0,06	4,41	0,991	-0,689	2,162
Portugalia	-0,004	-7,25	0,01	4,6	1,114	-1,109	2,46
Hiszpania	-0,002	-13,19	0,07	3,8	1,195	-1,924	4,153
Szwecja	0,042	-8,8	0,09	3,8	0,985	-1,62	3,104
Szwajcaria	0,028	-9,07	0,04	3,37	0,904	-1,749	3,336
Stany Zjednoczone	0,052	-4,18	0,07	4,84	0,817	0,017	2,317
Rynek światowy (MSCI)	0,031	-5,03	0,06	3,04	0,692	-1,199	2,1

Źródło: Opracowanie własne.

3. Wyniki

Posługując się wzorami na wyliczenie bet przedstawionymi w poprzednim rozdziale, dla każdego kraju wyliczono 8 bet, w tym 4 przy użyciu modelu DCC. Bety niewykorzystujące modelu DCC zostały obliczone metodą rolowania z 30-dniowym oknem. Przygotowanie danych od 01.12.2012 pozwoliło na otrzymanie oszacowań bet dla całego roku 2013. Wyniki bet obliczonych z wykorzystaniem modelu DCC zostały otrzymane przy użyciu dwuetapowej procedury, w której na początku oszacowano model GARCH(1,1) w celu usunięcia autokorelacji, a następnie wykorzystano model DCC w celu uzyskania oszacowań. W dalszej części pracy bety otrzymane procedurą rolowania będą określone słowem „beta”, a bety wykorzystujące model DCC będą nazwane „DCC beta”. W tabeli 3 przedstawiono średnie wyniki oszacowań dla każdego kraju.

Każda z bet swoją największą średnią wartość przyjmowała dla Hiszpanii, a największa średnia wartość oszacowania spośród wszystkich bet była równa 1,819 dla HW-Beta. Patrząc na najniższe średnie oszacowania to wszystkie bety były najniższe dla Nowej Zelandii, a spośród nich najmniejsza średnia wartość to 0,102 dla E-Beta. Średnie oszacowania bet prezentują się podobnie co w artykule, na którym wzorujemy to badanie. Dla krajów Europy Zachodniej takich jak Finlandia, Francja, Niemcy i Szwecja średnie oszacowania bet są wysokie, podczas gdy dla Nowej Zelandii i Australii średnie oszacowania są znacznie niższe, co częściowo wynika z położenia geograficznego.

Rysunek 1 przedstawia bety obliczone przy wykorzystaniu rolowania dla 6 krajów: Stanów Zjednoczonych, Kanady, Niemiec, Francji, Szwecji i Finlandii. Na każdym z wykresów linie przedstawiające E-Beta oraz CAPM-Beta przedstawiają niższe wartości niż linie dla HW-Beta oraz HR-Beta, co jest zgodne z wynikami przedstawionymi w pracy Hsiu-Jung et. al. Dla krajów Ameryki Północnej wykresy prezentują mniejszą wariancję niż dla krajów Europy Zachodniej. Na wykresach można zauważyć, że w każdym kraju w roku 2017 nastąpił nagły, duży wzrost wartości bety, który szybko wygasł.

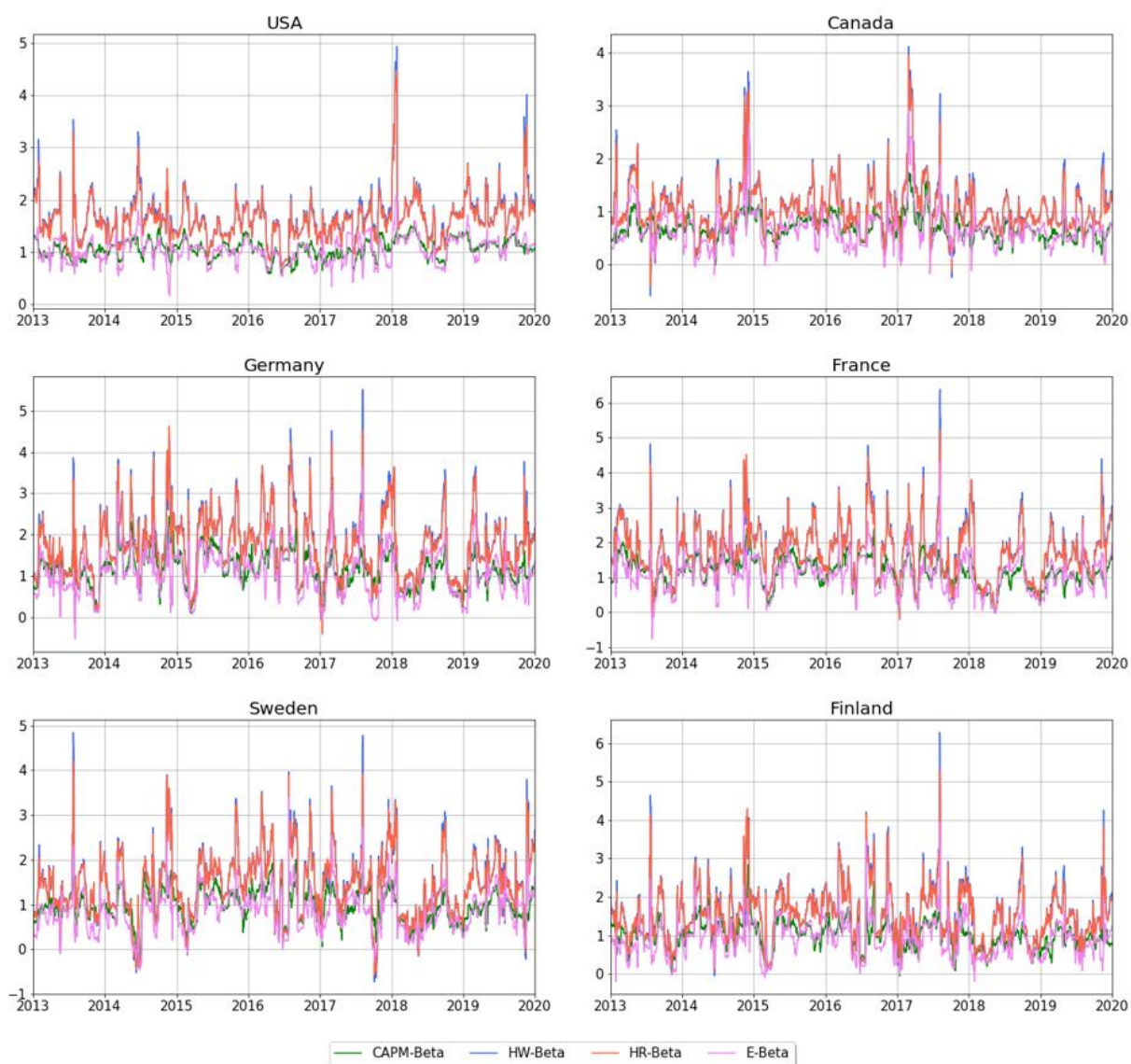
Rysunek 2 przedstawia oszacowania bet przy użyciu modelu DCC dla Stanów Zjednoczonych. Można na nim zauważyć, że oszacowania DCC HW-Beta oraz DCC HR-Beta charakteryzują się wyższą średnią oraz mniejszą wariancją niż oszacowania DCC CAPM-Beta i DCC E-Beta. Najwyższe wartości oszacowania, które prezentują DCC HW-Beta oraz DCC HR-Beta, to kolejno 5,49 oraz 5,34. Rysunki dla pozostałych krajów zostały przedstawione w aneksie.

Tabela 3. Średnie oszacowania bet.

Kraj	β CAPM	β E	β HR	β HW	DCC β CAPM	DCC β E	DCC β HR	DCC β HW
Australia	0,333	0,326	0,532	0,55	0,397	0,416	0,558	0,57
Belgia	0,972	0,892	1,468	1,503	0,999	0,966	1,349	1,371
Kanada	0,68	0,658	1,059	1,087	0,707	0,687	0,951	0,965
Dania	0,761	0,687	1,202	1,234	0,835	0,766	1,131	1,151
Finlandia	1,009	0,895	1,516	1,55	1,012	0,879	1,285	1,301
Francja	1,156	1,069	1,734	1,772	1,162	1,137	1,579	1,606
Niemcy	1,156	1,044	1,708	1,746	1,177	1,126	1,582	1,61
Hong Kong	0,559	0,5	0,891	0,916	0,674	0,6	0,89	0,902
Irlandia	0,902	0,76	1,297	1,325	0,949	0,893	1,273	1,294
Japonia	0,636	0,571	1,006	1,026	0,724	0,828	1,119	1,146
Holandia	1,004	0,94	1,528	1,564	1,035	1,005	1,404	1,43
Nowa Zelandia	0,119	0,102	0,164	0,167	0,171	0,21	0,266	0,273
Norwegia	0,797	0,685	1,163	1,186	0,846	0,778	1,077	1,092
Portugalia	1,003	0,932	1,564	1,61	1,05	0,987	1,419	1,441
Hiszpania	1,178	1,078	1,776	1,819	1,215	1,198	1,665	1,699
Szwecja	0,956	0,856	1,424	1,452	0,976	0,859	1,237	1,251
Szwajcaria	0,806	0,732	1,234	1,263	0,819	0,757	1,102	1,118
Stany Zjednoczone	1,052	1,04	1,607	1,648	1,069	1,08	1,45	1,472

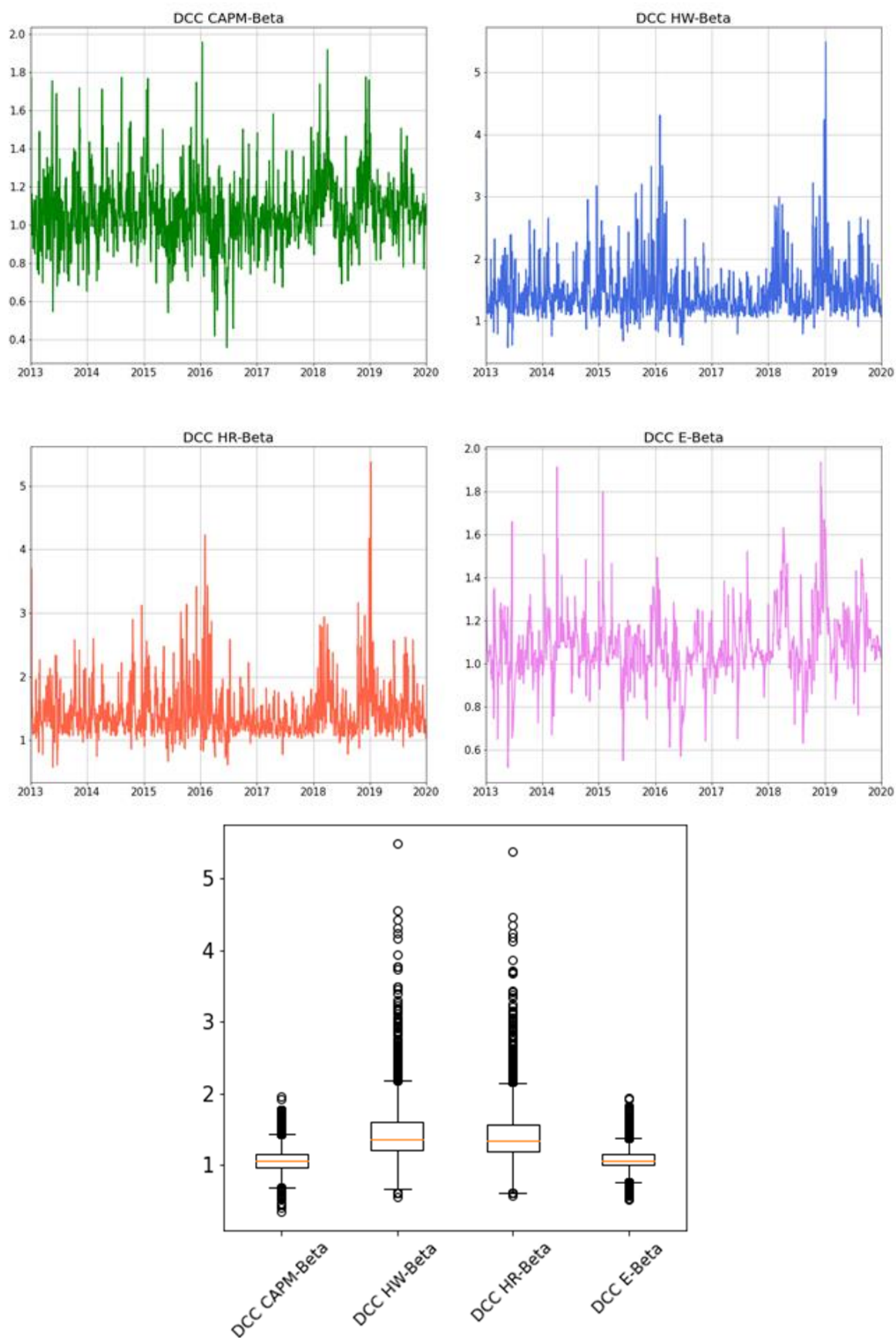
Źródło: Opracowanie własne.

Rys. 1. Bety obliczone przy wykorzystaniu rolowania dla wybranych krajów.



Źródło: Opracowanie własne.

Rys. 2. Bety dla Stanów Zjednoczonych obliczone przy wykorzystaniu modelu DCC.

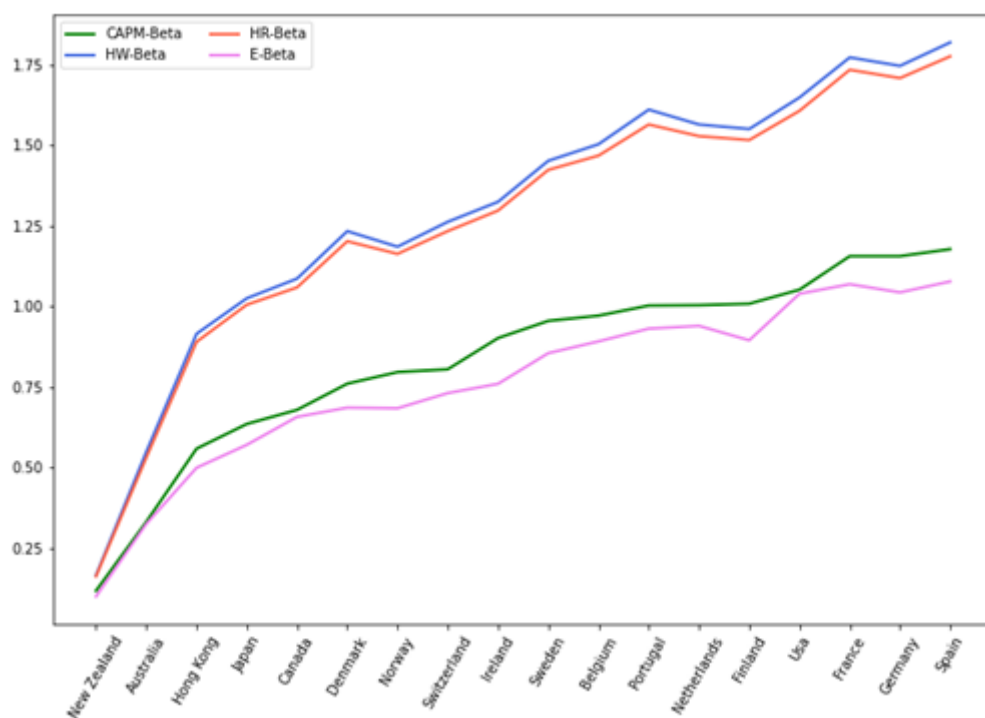


Źródło: Opracowanie własne.

Na rysunkach 3 i 4 jest dobrze widoczna różnica między CAPM-Beta i E-Beta, a HW-Beta i HR-Beta. Zarówno dla bet rolowanych jak i DCC, HR-Beta oraz HW-Beta prezentowały wyższe wartości dla każdego kraju. HW-Beta była niewiele wyższa niż HR-Beta, ale zachowanie krzywej było bardzo zbliżone w obu przypadkach. Z wykresów wynika, że najgorsze oszacowania prezentowane były przez E-Beta. Porównując bety rolowane i bety DCC wynika, że DCC CAPM-Beta i DCC E-Beta osiągają wyższe wartości niż CAPM-Beta i E-Beta, a DCC HW-Beta i DCC HR-Beta charakteryzują się niższymi wartościami niż HW-Beta i HR-Beta, ale różnice między tymi wartościami są niewielkie.

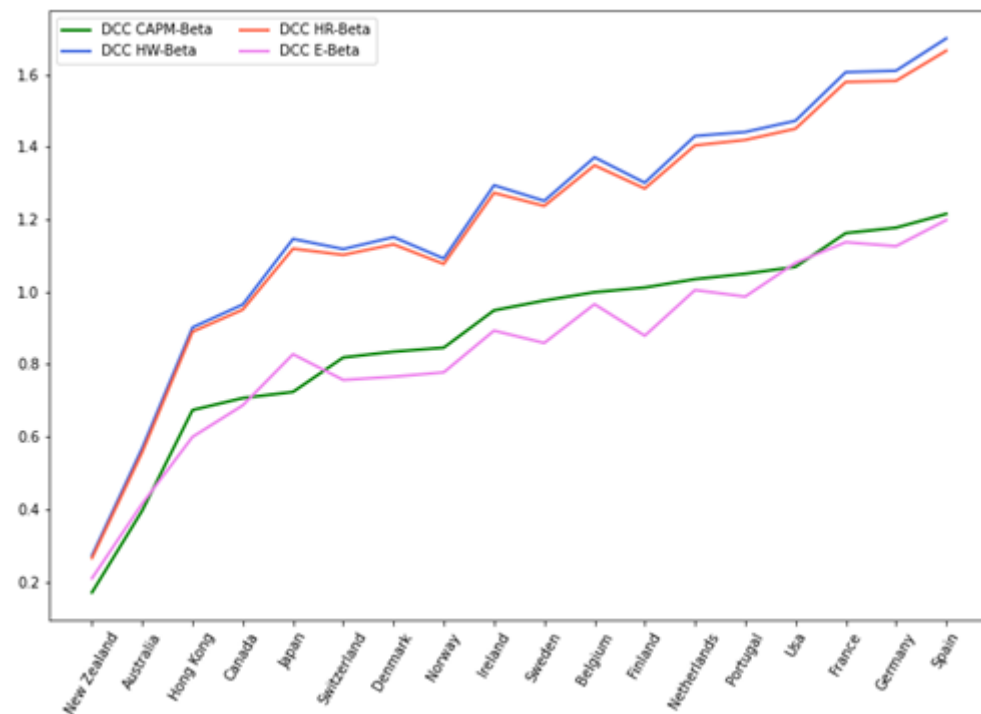
Ostatnim etapem badania była weryfikacja istotności uzyskanych oszacowań bet w modelowaniu dziennych stóp zwrotów z indeksów. W tym celu wykorzystano model ekonometryczny, w którym zmienną zależną były dzienne stopy zwrotu z indeksu, a zmiennymi niezależnymi były oszacowania beta, które zostały wyliczone przy użyciu metody rolowania z 30 dniowym oknem oraz modelu DCC. Zdecydowano, że model będzie estymowany Metodą Największych Kwadratów. W związku z tym utworzono próbę przekrojową z uzyskanych oszacowań i dla każdego kraju utworzono model ekonometryczny. W tabeli 4 zostały przedstawione wartości p-value dla każdej zmiennej. W analizie istotności zmiennych przyjęto poziom istotności równy 0,05. Żadna z bet nie była istotna w każdym kraju, ale można zauważyć, że HW-Beta oraz DCC HW-Beta były zmiennymi istotnymi w największej liczbie krajów. Nieoczekiwanie, HR-Beta była istotna w niewielu krajach, ale za to DCC HR-Beta prezentowała się pod tym kątem zdecydowanie lepiej. Co ciekawe, pod względem istotności, CAPM-Beta, DCC CAPM-Beta oraz DCC E-Beta wypadają całkiem dobrze. Zdecydowanie najrzadziej istotną zmienną była E-Beta. Tabela 5 zawiera informacje na temat oszacowań poszczególnych zmiennych w modelu. Analiza poszczególnych zmiennych dla wybranych krajów byłaby zbyt obszerna więc skupiono się na ogólnym przedstawieniu trendów jakie są widoczne wśród zmiennych. W większości przypadków, oszacowania HW-Beta, DCC HW-Beta, CAPM-Beta oraz DCC CAPM-Beta były ujemne. Dla pozostałych bet były one dodatnie, w szczególności jest to widoczne wśród oszacowań E-Beta oraz DCC E-Beta. Jest to ogólne spojrzenie na wyniki oszacowań dlatego w tym przypadku nie skupiano się na kwestii istotności zmiennych, ale należy pamiętać o tym że jedynie oszacowania istotnych zmiennych są odpowiednimi wartościami do interpretacji.

Rys. 3. Średnie wartości bet obliczone przy wykorzystaniu rolowania z 30-dniowym oknem.



Źródło: Opracowanie własne.

Rys. 4. Średnie wartości bet obliczone przy wykorzystaniu modelu DCC.



Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 4. Wartości p-value dla każdej zmiennej.

Kraj	β CAPM	β E	β HR	β HW	DCC β CAPM	DCC β E	DCC β HR	DCC β HW
Australia	0,729	0,015	0,027	0,142	0	0,163	0,02	0
Belgia	0,095	0,75	0,215	0	0,196	0,008	0,029	0
Kanada	0,016	0,164	0,031	0	0,002	0,205	0,456	0,002
Dania	0,105	0,583	0,931	0,009	0,351	0,231	0,076	0
Finlandia	0,087	0,877	0,35	0	0,001	0,687	0,986	0,456
Francja	0,002	0,962	0,113	0	0,737	0	0	0,708
Niemcy	0,001	0,297	0,031	0	0,33	0,009	0,005	0
Hong Kong	0,86	0,801	0,977	0	0	0	0,005	0
Irlandia	0,005	0	0	0	0	0,002	0,018	0
Japonia	0,116	0,937	0,738	0,009	0,001	0,959	0,545	0
Holandia	0,006	0,524	0,092	0	0,085	0,015	0,008	0
Nowa Zelandia	0,282	0,444	0,524	0,893	0	0,235	0,082	0,192
Norwegia	0,479	0,592	0,899	0	0	0,699	0,413	0,054
Portugalia	0,015	0,678	0,58	0	0	0,656	0,937	0
Hiszpania	0,384	0,786	0,177	0	0,031	0	0	0,623
Szwecja	0,1	0,442	0,638	0	0	0,068	0,141	0,01
Szwajcaria	0,787	0,514	0,213	0,006	0,002	0	0	0
Stany Zjednoczone	0,001	0,502	0,145	0,035	0,988	0,027	0,059	0,018

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 5. Oszacowania poszczególnych zmiennych w modelu.

Kraj	β CAPM	β E	β HR	β HW	DCC β CAPM	DCC β E	DCC β HR	DCC β HW
Australia	0,037	0,901	-0,945	-0,127	-0,819	-1,962	3,38	-1,071
Belgia	-0,185	-0,137	0,586	-0,484	-0,16	3,775	-3,174	-0,546
Kanada	-0,254	-0,578	1,003	-0,424	-0,292	1,336	-0,81	-0,367
Dania	-0,143	0,219	-0,038	-0,238	-0,109	-1,468	2,26	-1,031
Finlandia	-0,168	0,055	0,355	-0,619	-0,321	0,663	0,029	-0,087
Francja	-0,339	-0,017	0,616	-0,611	-0,04	-4,306	4,444	0,043
Niemcy	-0,37	-0,388	0,881	-0,504	0,122	-3,025	3,313	-0,426
Hong Kong	0,015	0,093	0,012	-0,294	-0,494	5,22	-3,973	-0,59
Irlandia	-0,282	-1,274	1,771	-0,412	-0,428	3,251	-2,592	-0,495
Japonia	-0,139	-0,037	0,181	-0,195	-0,45	0,061	0,747	-0,563
Holandia	-0,327	-0,267	0,772	-0,517	0,214	-2,953	3,287	-0,598
Nowa Zelandia	-0,095	0,288	-0,27	0,012	-0,781	-1,316	1,98	-0,234
Norwegia	0,065	0,206	-0,054	-0,369	-0,562	-0,582	1,265	0,214
Portugalia	-0,253	0,122	0,182	-0,303	-0,378	0,687	0,125	-0,49
Hiszpania	-0,077	0,078	0,424	-0,541	-0,247	-3,962	4,128	0,055
Szwecja	-0,175	0,287	0,192	-0,741	-0,404	3,105	-2,552	0,329
Szwajcaria	-0,028	-0,252	0,524	-0,258	-0,356	6,742	-6,069	-0,654
Stany Zjednoczone	-0,487	-0,318	0,761	-0,241	-0,002	3,168	-2,769	-0,367

Źródło: Opracowanie własne.

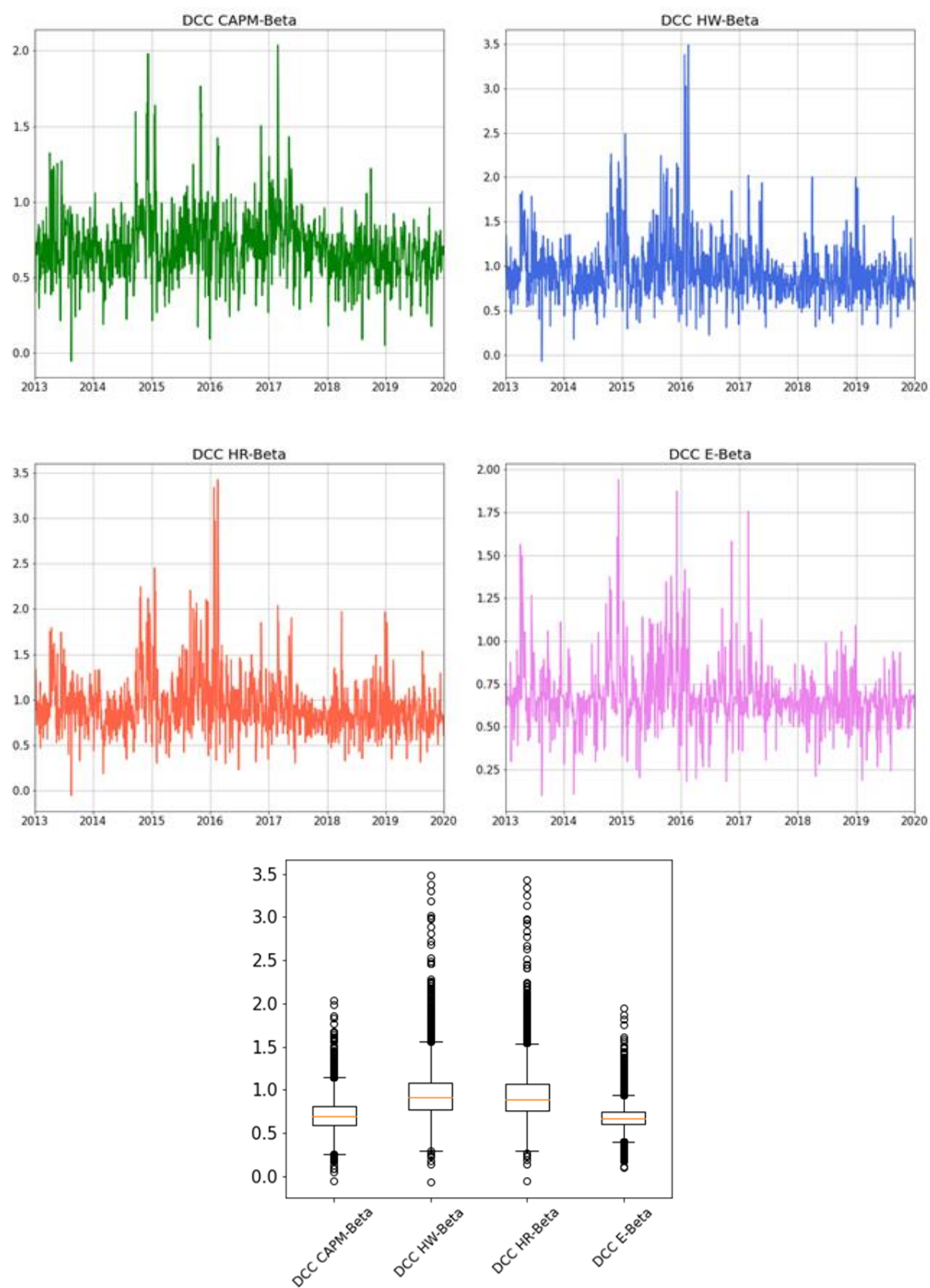
Podsumowanie

Przeprowadzone badanie ukazuje, że istnieje różnica oszacowań w zależności od wyboru sposobu obliczenia bety. W obu podejściach, HR-Beta i HW-Beta prezentowały wyższe wartości niż CAPM-Beta i E-Beta dla każdego kraju. Wykorzystując formułę E-Beta osiągnięto oszacowania niższe niż CAPM-Beta, zarówno dla metody rolowania jak i z wykorzystaniem modelu DCC. HR-Beta oraz HW-Beta mogą prezentować wyższe oszacowania, ponieważ downside bety zawierają pewne powiązania między portfelem rynkowym a indywidualnymi zwrotami z akcji, które nie są ujęte przez CAPM-Beta. Zastosowanie modelu GARCH(1,1) i DCC, w celu wyeliminowania autokorelacji, nieznacznie zmienia wyniki. Wybrany okres, od początku 2013 roku do końca 2019 roku, pozwolił na ominięcie następstw dużych kryzysów, ale mimo to występują nagłe tąpnięcia, które zaburzają ogólny trend. W szczególności jest to widoczne dla roku 2017. Analiza istotności poszczególnych oszacowań bet w modelowaniu dziennych stóp zwrotów z indeksów z wykorzystaniem MNK wykazała, że HW-Beta oraz DCC HW-Beta były zmiennymi istotnymi w największej liczbie krajów. HR-Beta była istotna w niewielu krajach, ale DCC HR-Beta pod tym kątem prezentowała się lepiej. CAPM-Beta, DCC CAPM-Beta oraz DCC E-Beta wypadają całkiem dobrze. W tej kwestii najgorzej wypadła E-Beta. Generalizując, w większości przypadków, oszacowania HW-Beta, DCC HW-Beta, CAPM-Beta oraz DCC CAPM-Beta były ujemne, a dla pozostałych bet były one dodatnie. Wybór odpowiedniego sposobu obliczania bety ma wpływ na otrzymane oszacowania, ale hipoteza zakładająca że bety downside osiągają wyższe wartości niż beta CAPM w modelowaniu zwrotów z indeksów giełdowych jest nieprawdziwa, ponieważ nie dla każdej downside bety wartości były wyższe niż CAPM-Beta, a także pod względem istotności oszacowań to CAPM-Beta częściej była zmienną istotną niż E-Beta lub HR-Beta. Wyniki z przeprowadzonego badania są zbliżone do wyników przedstawionych w artykule „A time-varying perspective on the CAPM and downside betas” autorstwa Hsiu-Jung Tsai, Ming-Chi Chen, Chih-Yuan Yang.⁹

⁹ Hsiu-Jung Tsai, Ming-Chi Chen, Chih-Yuan Yang, *op. cit.*

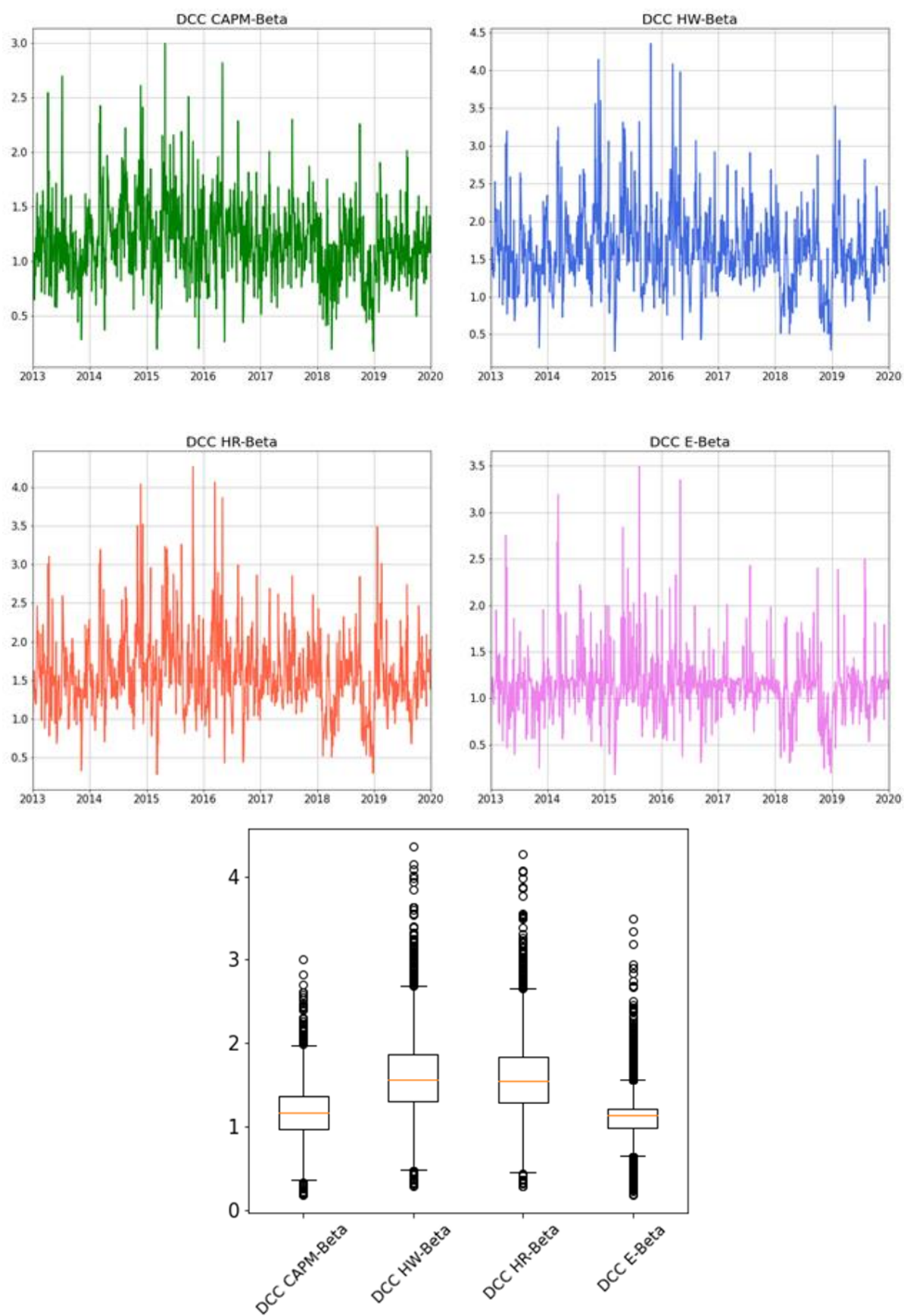
ANEKS

Rys. 5. Bety dla Kanady obliczone przy wykorzystaniu modelu DCC.



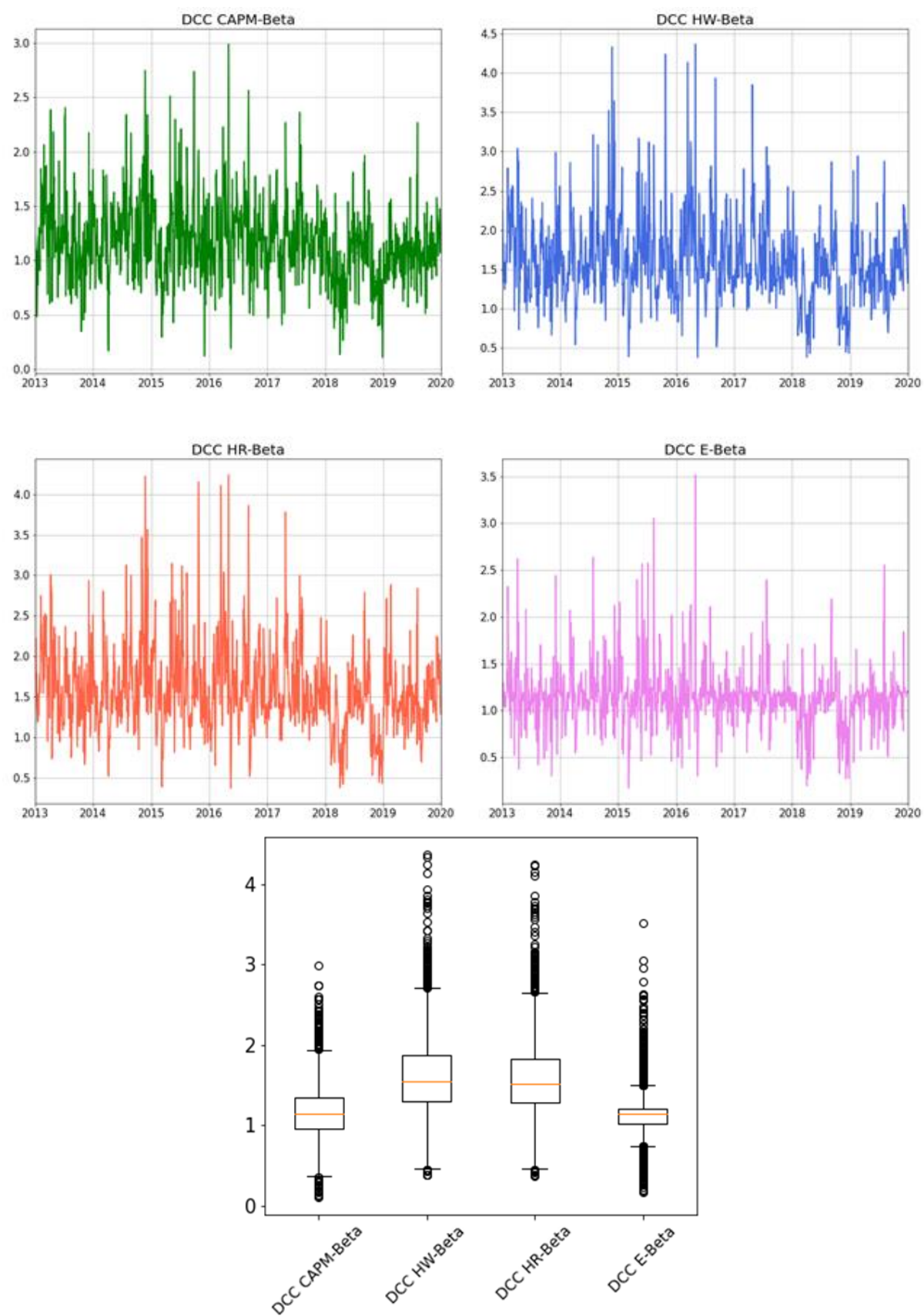
Źródło: Opracowanie własne.

Rys. 6. Bety dla Niemiec obliczone przy wykorzystaniu modelu DCC.



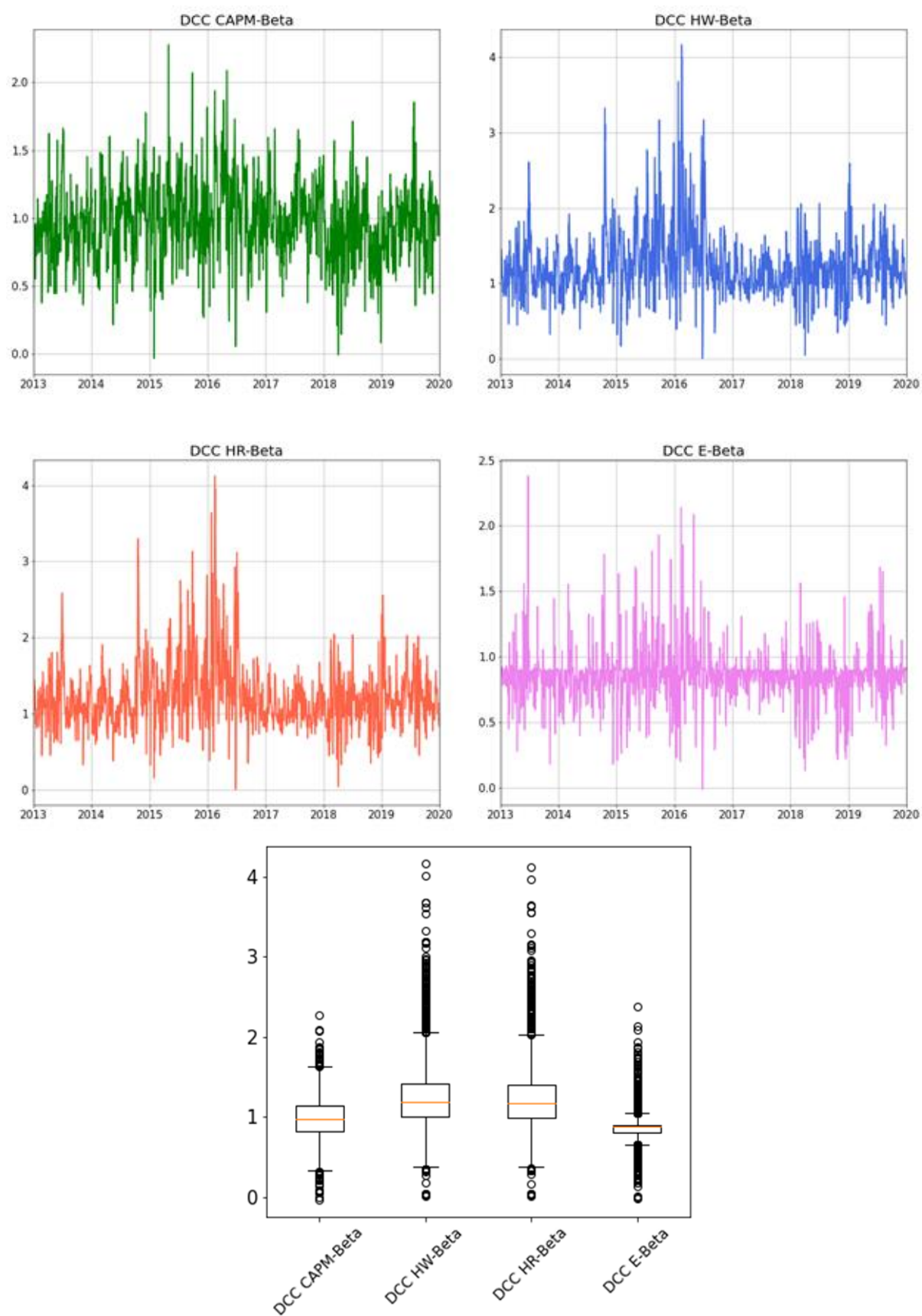
Źródło: Opracowanie własne.

Rys. 7. Bety dla Francji obliczone przy wykorzystaniu modelu DCC.



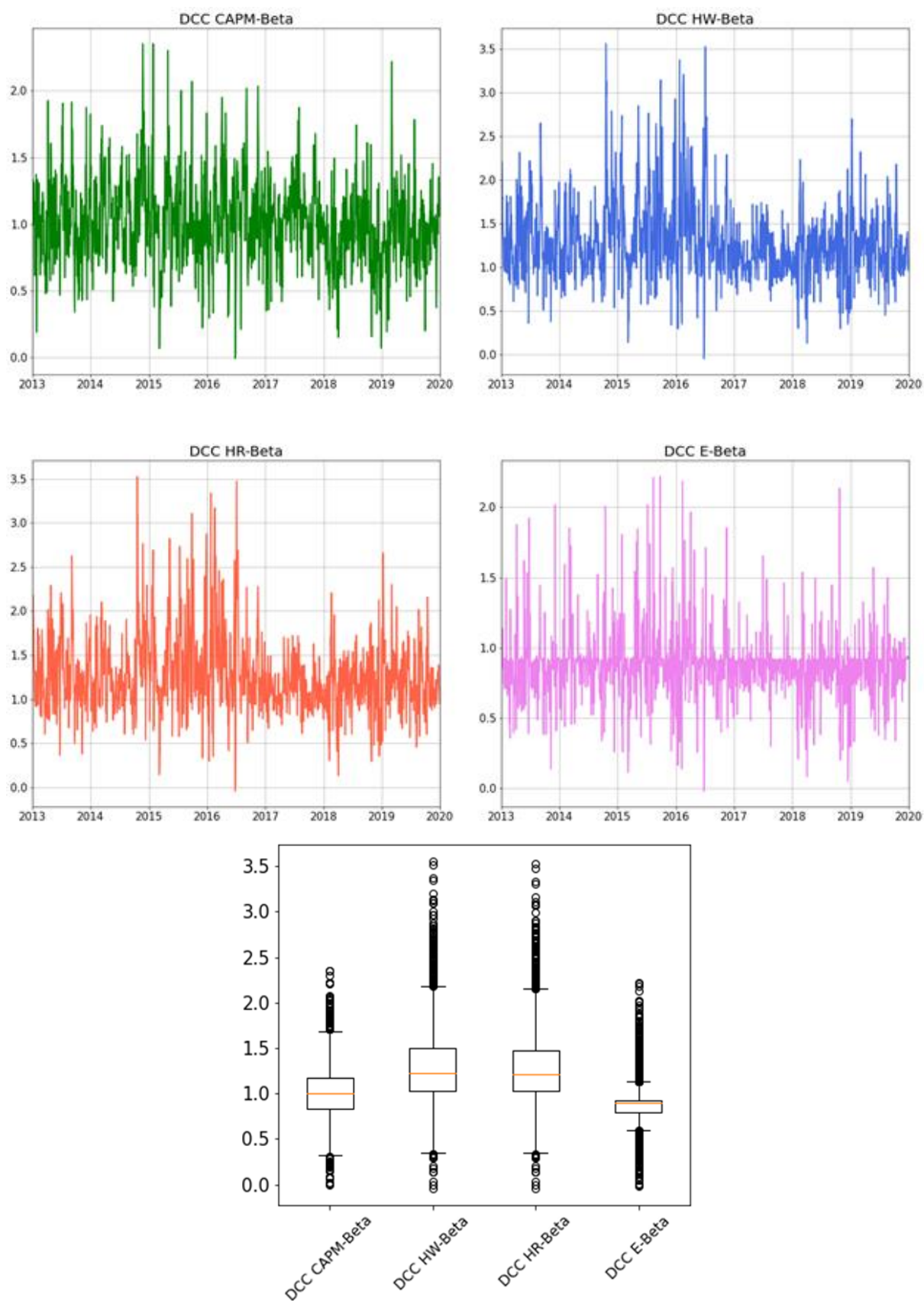
Źródło: Opracowanie własne.

Rys. 8. Bety dla Szwecji obliczone przy wykorzystaniu modelu DCC.



Źródło: Opracowanie własne.

Rys. 9. Bety dla Finlandii obliczone przy wykorzystaniu modelu DCC.



Źródło: Opracowanie własne.