

Jan Acedański

RYNEK AKCJI A KOSZTY WAHAŃ KONIUNKTURALNYCH W POLSCE

Wprowadzenie

W pracy z 1987 r. R. Lucas zdefiniował koszt wahań koniunkturalnych jako procentowe zwiększenie konsumpcji, które jest konieczne, aby użyteczność strumienia bieżącej konsumpcji była równa użyteczności konsumpcji w hipotetycznej gospodarce pozbawionej wahań koniunkturalnych¹. Jednym z podstawowych problemów związanych z tą definicją jest sposób pomiaru użyteczności. Lucas założył, że reprezentatywny konsument cechuje się funkcją oczekiwanej użyteczności o stałym współczynniku względnej awersji do ryzyka i oszacował, że koszt wahań nie przekracza 0,1% rocznego poziomu konsumpcji. Inni badacze, stosując funkcje użyteczności Epsteina–Zina albo wprowadzając dodatkowo do funkcji użyteczności przyzwyczajenia, uzyskali znacznie wyższe wyniki – dochodzące nawet do kilkunastu procent².

Niedawno Alvarez i Jermann zaproponowali nieparametryczną metodę pomiaru kosztów wahań strumienia konsumpcji³. Nie wymaga ona dokładnej specyfikacji funkcji użyteczności, ale o sposobie wartościowania konsumpcji wnioskuje pośrednio, badając wahania cen papierów wartościowych. W tym celu autorzy zdefiniowali krańcowy koszt wahań, który wskazuje zysk osiągnięty dzięki niewielkiemu zmniejszeniu wahań. Można go wyznaczyć jako iloraz cen dwóch hipotetycznych papierów wartościowych: jednego, którego wypłaty są utożsamiane ze strumieniem konsumpcji pozbawionej wahań, oraz drugiego, którego stopy zwrotu są równe stopom wzrostu konsumpcji w badanym okresie czasu. W ten sposób problem kosztów wahań sprowadza się do problemu z zakresu wyceny aktywów.

¹ R. Lucas (jr), *Models of Business Cycles*, Basil Blackwell, New York 1987.

² J. Acedański, *Metody szacowania kosztów wahań koniunkturalnych*, *Studia Ekonomiczne*, nr 46, AE, Katowice 2007, s. 9-27.

³ F. Alvarez, U. Jermann, *Using Asset Prices to Measure the Cost of Business Cycles*, „*Journal of Political Economy*” 2004, Vol. 112, No. 6, s. 1223-1256.

Do wyceny takich hipotetycznych aktywów, które nie są przedmiotem obrotu na rynku, zastosowano metodę zaproponowaną przez Cochrane'a i Saa-Requejo opartą na założeniu braku arbitrażu⁴. Ponieważ nie jest możliwe dokładne określenie ceny aktywa, które nie może być dokładnie replikowane przy pomocy istniejących na rynku aktywów bazowych, podejście to pozwala na wyznaczenie ceny średniej oraz minimalnej takiego papieru wartościowego, nakładając jedynie ograniczenie na wielkość wskaźnika Sharpe'a.

Należy podkreślić również, że w omawianej metodzie rozróżnia się koszty wszystkich wahań strumienia konsumpcji, od kosztów wahań związanych z wahaniami związanymi z cyklem koniunkturalnym, które w pracy, dla gospodarki polskiej, utożsamia się z fluktuacjami o okresie wahań nie większymi niż 24 kwartały.

W pracy zastosowano metodę Alvaréza–Jermanna do badania kosztów wahań koniunkturalnych w Polsce. Zagadnienie analizowano z dwóch względów. Po pierwsze, aby ocenić przy pomocy nowej metody skalę kosztów wahań konsumpcji związanych z cykliczną zmiennością gospodarki w Polsce. Dotychczas w literaturze krajowej zagadnienie ilościowej oceny kosztów wahań nie było podejmowane. Tymczasem jest ono fundamentalne z punktu widzenia projektowania założeń polityki makroekonomicznej i odpowiedzi na pytanie, czy powinna się skupiać na eliminacji wahań koniunkturalnych – jeśli są z nimi związane wysokie koszty społeczne – czy też powinna raczej w pierwszej kolejności sprzyjać wysokiej stopie długookresowego wzrostu gospodarczego. Po drugie, praca ma również na celu sprawdzenie samej metody. Jej autorzy zaznaczają bowiem, że uzyskana przez nich formuła kosztów wahań jest dość wrażliwa na sposób pomiaru wchodzących w jej skład zmiennych i może dawać różne rezultaty w zależności od wykorzystanych danych. Dlatego też w swojej pracy wykorzystali oni dość zróżnicowane zbiory danych. W tej pracy testuje się, jakie wyniki zostaną uzyskane dla danych pochodzących z polskiej gospodarki i polskiego rynku finansowego, które wyraźnie różnią się od danych amerykańskich. W przypadku bowiem gdyby oszacowane dla Polski koszty różniły się od wyników dla USA zdecydowanie, np. o kilka rzędów wielkości, wtedy uzasadnione byłoby podejrzenie, że jest to efekt wrażliwości samej metody.

Praca składa się z czterech części. W pierwszej przedstawione są koncepcje całkowitego i krańcowego kosztu wahań. Następnie omówiono metodologię wyceny aktywów hipotetycznych stosowanych do obliczania krańcowego kosztu wahań. W części trzeciej dyskutowany jest problem pomiaru kosztu wahań koniunkturalnych wyodrębnianych przy pomocy filtrów pasmowo-przepustowych. Wyniki badań dla gospodarki Polski zawarte są w części czwartej.

⁴ J. Cochrane, J. Saa-Requejo, *Beyond Arbitrage: Good-Deal Asset Price Bounds in Incomplete Markets*, „Journal of Political Economy” 2000, Vol. 108, No. 1, s. 79-119.

1. Krańcowy koszt wahań

Alvarez i Jermann definiują całkowity koszt wahań $\Omega(\alpha)$ następująco:

$$U((1 + \Omega(\alpha))\{C\}) = U((1 - \alpha)\{C\} + \alpha\{\bar{C}\}) \quad (1)$$

gdzie U oznacza funkcję użyteczności, $\{C\} \equiv \{C_t\}_{t=0}^{\infty}$ jest strumieniem bieżącej konsumpcji, $\{\bar{C}\} \equiv \{\bar{C}_t\}_{t=0}^{\infty}$ oznacza strumień konsumpcji pozbawionej wahań, natomiast parametr α decyduje, jaka część konsumpcji aktualnej została zastąpiona konsumpcją wygładzoną. W efekcie $\Omega(\alpha)$ pokazuje procentowy wzrost konsumpcji niewygładzonej, który w kategoriach użyteczności równoważyłby wygładzenie $100\alpha\%$ wahań konsumpcji. Całkowity koszt wahań $\Omega(1)$, rozpatrywany przez Lucasa, w tym przypadku jest równy:

$$U((1 + \Omega(1))\{C\}) = U(\{\bar{C}\}) \quad (2)$$

gdzie $\{\bar{C}\} = E(\{C\})$, przy czym E jest operatorem wartości oczekiwanej.

Zakładając, że U jest addytywną funkcją użyteczności chwilowej* u , czyli:

$$U(\{C\}) = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t) \right] \quad (3)$$

definicję (1) można zapisać jako:

$$E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u((1 + \Omega(\alpha))C_t) \right] = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u((1 - \alpha)C_t + \alpha\bar{C}_t) \right] \quad (4)$$

Obliczając pochodną tego wyrażenia ze względu na α w punkcie $\alpha_0 = 0$ oraz korzystając z faktu, że $\Omega(0) = 0$, otrzymujemy:

$$\Omega'(0) = \frac{E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u'(C_t) \bar{C}_t \right]}{E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u'(C_t) C_t \right]} - 1 \quad (5)$$

* Założenie to nie jest konieczne. Poniższe przekształcenia są również prawdziwe bez wprowadzania założeń dotyczących postaci funkcji użyteczności.

Wyrażenie $E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{u'(C_t)}{u'(C_0)} x_t \right]$ to cena w okresie 0 aktywa, które w każdym okresie wypłaca x_t jednostek konsumpcji⁵. Stąd:

$$\Omega'(0) = \frac{P_0(\{\bar{C}\})}{P_0(\{C\})} - 1 \quad (6)$$

gdzie $P_0(\{\bar{C}\})$ to cena papieru wartościowego uprawniającego do strumienia konsumpcji pozbawionej wahań, a $P_0(\{C\})$ to cena papieru wartościowego uprawniającego do strumienia konsumpcji bieżącej.

Alvarez i Jermann pokazali, że krańcowy koszt wahań $\Omega'(0)$ jest górnym oszacowaniem całkowitego kosztu wahań $\Omega(1)$ ⁶. Na przykład dla addytywnej funkcji oczekiwanej użyteczności koszt całkowity jest równy połowie kosztu krańcowego, czyli $\Omega(1) \cong 0,5\Omega'(0)$.

2. Wyznaczanie cen aktywów hipotetycznych

W celu wyznaczenia cen $P_0(\{\bar{C}\})$ oraz $P_0(\{C\})$ zakłada się, że konsumpcja w kolejnych okresach charakteryzuje się stałą stopą wzrostu g z losowymi, nieskorelowanymi odchyleniami, których rozkład nie zależy od czasu:

$$\frac{C_{t+1}}{C_t} = \tilde{y} \quad (7)$$

przy czym $E(\tilde{y}) = 1 + g$. Ponadto konsumpcja wygładzona jest ustalona na poziomie wartości oczekiwanej konsumpcji rzeczywistej, czyli:

$$\bar{C}_t = E[C_t] \quad (8)$$

a stopa wolna od ryzyka jest stała i równa r_f .

Przy tych założeniach poszukiwane ceny aktywów można przedstawić jako:

$$P_0(\{\bar{C}\}) = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{\bar{C}_t}{(1+r_f)^t} = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{C_0(1+g)^t}{(1+r_f)^t} = C_0 \frac{1+g}{r_f-g} \quad (9)$$

⁵ Por. np. J. Cochrane, *Asset Pricing. Revised Edition*, Princeton University Press, Princeton 2005, s. 4.

⁶ F. Alvarez, U. Jermann, op. cit., s. 1247.

$$P_0(\{C\}) = \sum_{t=1}^{\infty} E \left[\frac{C_t}{(1+r)^t} \right] = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{C_0(1+g)^t}{(1+r)^t} = C_0 \frac{1+g}{r-g} \quad (10)$$

gdzie r_f oraz r oznaczają stopy zwrotu w terminie do wykupu obu papierów wartościowych*. Koszt wahań równy jest więc:

$$w_0 = \Omega'(0) = \frac{r-g}{r_f-g} - 1 \quad (11)$$

Główna trudność polega na wyznaczeniu stopy zwrotu w terminie do wykupu r papieru wartościowego uprawniającego do bieżącej konsumpcji. Taki papier nie jest bowiem przedmiotem obrotu na rynku. Korzystając z założenia, że stopy wzrostu konsumpcji bieżącej mają w każdym okresie identyczny rozkład, wystarczy wyznaczyć cenę q papieru wartościowego, który w przyszłym okresie generuje wypłatę równą \tilde{y} . Zyskowność aktywa, które w każdym okresie uprawnia do wypłaty \tilde{y} , można obliczyć korzystając ze wzoru:

$$r = \frac{1+g+q}{q} \quad (12)$$

W najprostszym przypadku cena takiego hipotetycznego aktywa równa jest cenie takiego portfela aktywów bazowych, którego wypłaty w największym stopniu zbliżone są do wypłat generowanych przez wyceniany papier wartościowy. Jeżeli przez \mathbf{x} oznaczymy wektor stóp zwrotu I aktywów bazowych, wśród których jest również stopa wolna od ryzyka, to poszukujemy takiego portfela $\mathbf{b}^T \mathbf{x}$, który generuje wypłaty zbliżone do realizacji zmiennej losowej \tilde{y} . Ponieważ ceny tych aktywów są znormalizowane do 1, więc cena takiego portfela równa jest $q = \mathbf{b}^T \mathbf{1}$. Mając n obserwacji stóp zwrotu \mathbf{x} oraz y , zestawionych odpowiednio w postaci wektora \mathbf{Y} oraz macierzy \mathbf{X} , q można szacować jako:

$$q = \mathbf{1}^T (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y} \quad (13)$$

Uzyskana w ten sposób cena jest tylko przybliżeniem, ponieważ oszacowany portfel jedynie częściowo replikuje wypłaty generowane przez wyceniany papier. Cochrane i Saa-Requejo podali sposób wyznaczania górnych i dolnych ograniczeń cen takich aktywów. Szczególnie przydatne jest wyznaczenie ceny

* Ponieważ papier wartościowy uprawniający do konsumpcji wygładzonej jest pozbawiony ryzyka, dyskontowany musi być przy stopie wolnej od ryzyka.

minimalnej \underline{q} . Wtedy bowiem stopa zwrotu w terminie do wykupu wyznaczona zgodnie ze wzorem (12) jest maksymalna, a obliczony na jej podstawie koszt wahań (11) jest górnym oszacowaniem kosztu fluktuacji.

Zaproponowane przez nich podejście polega na znalezieniu minimalnej wartości czynnika dyskontującego m przy ograniczeniu nałożonym na jego zmienność, a dokładniej na wartość odpowiadającego mu wskaźnika Sharpe'a. Formalnie cena minimalna papieru wartościowego reprezentującego aktualną konsumpcję jest rozwiązaniem problemu:

$$\underline{q} = \min_m E[m\tilde{y}] \quad (14)$$

przy danych ograniczeniach: $\mathbf{p} = E[m\mathbf{x}]$, $m \geq 0$ oraz $D(m)/E(m) \leq h$. Pierwsze ograniczenie jest definicją czynnika dyskontującego, który jest zmienną losową wskazującą, w jaki sposób konsument wycenia wypłaty generowane przez dany papier wartościowy; \mathbf{x} jest wektorem wypłat, natomiast \mathbf{p} – wektorem odpowiadających im cen aktywa. Zgodnie z teorią CAPM czynnik dyskontujący równy jest stopie wzrostu użyteczności krańcowej. Ograniczenie drugie wskazuje, że użyteczność krańcowa konsumpcji jest nieujemna. Ograniczenie trzecie dotyczące zmienności czynnika dyskontującego implikuje ograniczenie wskaźnika Sharpe'a dla rynkowej ceny ryzyka, czyli stopy zwrotu z wycenianego aktywa pomniejszonej o stopę wolną od ryzyka.

Oszacowanie na podstawie próby rozwiązania problemu (14) jest postaci:

$$\underline{q} = q - \sqrt{A^2 - \mathbf{1}^T (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{1}} \sqrt{\mathbf{Y}^T \mathbf{Y} - \mathbf{Y}^T \mathbf{X} (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y}} \quad (15)$$

gdzie $A^2 = (1 + h^2)(n(1 + r_f)^2)^{-1}$. Alvarez i Jermann pokazali, że cena minimalna tym bardziej odbiega od ceny q , im wyższy jest dopuszczalny wskaźnik Sharpe'a oraz im gorsze jest dopasowanie portfela aktywów bazowych do wycenianego papieru wartościowego.

Ceny q oraz \underline{q} można również szacować przy uchyleniu założenia o jednakowym rozkładzie stóp wzrostu konsumpcji w kolejnych okresach czasu, zakładając, że konsumpcja jest modelowana przy pomocy przełącznikowego k -stanowego modelu Markowa o macierzy przejścia \mathbf{P} . Wtedy ceny w i -tym stanie są równe:

$$q_i = \frac{v_i}{1 + v_i} \quad \text{oraz} \quad \underline{q}_i = \frac{v_i}{1 + \underline{v}_i} \quad (16)$$

gdzie v_i jest rozwiązaniem układu równań funkcyjnych będących odpowiednikami równania (13):

$$v_i = \sum_{j=1}^k n_j (\mathbf{X}_j^T \mathbf{X}_j)^{-1} p_{ji} \cdot \sum_{j=1}^k n_j^{-1} \mathbf{X}_j^T \mathbf{Y}_j v_j p_{ji}, \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (17)$$

natomiast \underline{v}_i jest rozwiązaniem problemu analogicznego do (14):

$$\underline{v}_i = \min_{\mathbf{m}} \sum_{j=1}^k n_j^{-1} \mathbf{m}_j^T \mathbf{Y}_j \underline{v}_j p_{ji}, \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (18)$$

przy warunkach $\mathbf{1} = \sum_{j=1}^k n_j^{-1} \mathbf{m}_j^T \mathbf{X}_j p_{ij}$ oraz $\sum_{j=1}^k n_j^{-1} \mathbf{m}_j^T \mathbf{m}_j p_{ij} \leq (h^2 + 1)(1 + r_f)^{-2}$.

\mathbf{X}_j oraz \mathbf{Y}_j są macierzami obserwacji należących do j -tego stanu. Mają one wymiary odpowiednio $n_j \times I$ oraz $n_j \times 1$; \mathbf{m}_j jest wektorem realizacji czynnika dyskontującego w kolejnych okresach stanu j ; p_{ji} są odpowiednimi prawdopodobieństwami z macierzy \mathbf{P} . Ceny q oraz \underline{q} można obliczyć jako średnie z cen q_i oraz \underline{q}_i ważone częstościami pojawiania się danych stanów.

3. Wyznaczanie kosztów wahań koniunkturalnych

Przedstawione powyżej podejście dotyczyło szacowania kosztów odchylenia konsumpcji od trendu, który został zgodnie z założeniem (8) ustalony na poziomie wartości oczekiwanej konsumpcji i wzrastał ze stałą stopą g . W ten sposób zostały oszacowane koszty wszystkich wahań. Jednak w rzeczywistości sam trend również podlega powolnym fluktuacjom i dlatego nie wszystkie odchylenia od ścieżki charakteryzującej się stałą stopą wzrostu można utożsamiać z wahaniami koniunkturalnymi. Alvarez i Jermann pokazali, że w przypadku gdy trend zostanie zdefiniowany jako średnia ważona obecnej i przeszłej konsumpcji:

$$\bar{C}_t = \sum_{i=0}^s a_i (1+g)^i C_{t-i}, \quad \sum_{i=0}^s a_i = 1 \quad (19)$$

to koszt odchylenia konsumpcji od tego trendu utożsamiany z kosztem wahań koniunkturalnych wyraża się wzorem*:

$$w_k = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{r-g}{1+g} \left(\frac{1+g}{1+r} \right)^t \sum_{i=0}^s a_i \left(\frac{1+r}{1+r_f} \right)^{\min\{t,i\}} \quad (20)$$

Wagi a_i są tak dobrane, by wyeliminować wahania uznawane za charakterystyczne dla wahań koniunkturalnych, a więc takie, których cykl trwa krócej niż 20-36 kwartałów**. Zagadnienie doboru wag jest problemem z zakresu filtrowania. W omawianej pracy wybór wag odbywał się zgodnie ze zmodyfikowanym filtrem pasmowo-przepustowym (ang. *band-pass filter*)⁷.

W idealnym filtrze pasmowo-przepustowym trend ma postać dwustronnej średniej ruchomej:

$$\bar{C}_t^{id} = \sum_{i=-\infty}^{+\infty} \alpha_i \tilde{C}_{t-i} \quad (21)$$

gdzie wagi α_i dobierane są w ten sposób, aby z trendu wyeliminować wszystkie wahania o zadanych częstotliwościach. Narzędziem, które pozwala ocenić rozkład zmienności w danym szeregu według częstotliwości wahań, jest funkcja wzmocnienia (ang. *gain function*) $G(\omega)$, która pokazuje dla danej metody filtracji, jaka część fluktuacji o danej częstotliwości ω jest przez filtr przepuszczana. Dla idealnego filtra, którego celem jest eliminacja wpływu fluktuacji o częstotliwościach z określonego przedziału przyjmuje ona wartości 0 dla argumentów odpowiadającym wartościom z tego przedziału oraz 1 w pozostałych przypadkach.

W pracy do wyodrębnienia trendu zastosowano jednostronny przybliżony filtr pasmowo-przepustowy:

$$\bar{C}_t = \sum_{i=0}^m a_i \tilde{C}_{t-i} \quad (22)$$

* Wzór ten jest prawdziwy przy założeniu (7) oraz stałości stopy wolnej od ryzyka.

** Długość cyklu jest różna w różnych krajach. Generalnie w krajach rozwijających się cykle koniunkturalne są krótsze niż w krajach rozwiniętych.

⁷ Zob. M. Baxter, R. King, *Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series*, NBER Working Paper, No. 5022, 1999; L. Christiano, T. Fitzgerald, *The Band-Pass Filter*, NBER Working Paper..., op. cit.; C. Schleicher, *Essays on Decomposition of Economic Variables*, 2003, www.iam.ubc.ca/theses/Schleicher/ChristophSchleicher_PhD_Thesis.pdf.

Przy czym wagi a_i dobierano teraz w taki sposób, by funkcja wzmocnienia filtra przybliżonego była jak najbardziej zbliżona do funkcji wzmocnienia filtra idealnego. Zagadnienie to sprowadza się więc do rozwiązania następującego problemu optymalizacyjnego:

$$\min_{a_i} \int_{-\pi}^{\pi} |G_a(\omega) - G_\alpha(\omega)|^2 f(\omega) d\omega \quad (23)$$

gdzie $f(\omega)$ jest funkcją gęstości spektralnej procesu poddawanego filtracji. Sposób rozwiązania powyższego problemu można znaleźć w pracach cytowanych na początku tej części⁸.

4. Wyniki

Koszty wahań badano dla kwartalnych danych polskich w okresie 3.1995-2.2010. Konsumpcja była reprezentowana przez dwie zmienne: wielkość spożycia ogółem oraz spożycie indywidualne. Dane dotyczące tych zmiennych pochodziły z rachunków narodowych publikowanych przez GUS. Kwartalne stopy wzrostu tych zmiennych równe były odpowiednio 0,97% oraz 1,05%.

W skład portfela aktywów bazowych wchodziły indeksy WIG20 oraz sWIG80, a także stopa wolna od ryzyka obliczana jako różnica pomiędzy średnim poziomem stopy procentowej WIBOR3m w danym kwartale a faktyczną stopą inflacji konsumenckiej w kwartale następnym. Średni poziom tak zdefiniowanej stopy wolnej od ryzyka wyniósł 1,31% na kwartał. Inflację konsumencką zastosowano również do obliczenia realnych stóp zwrotu z indeksów WIG20 oraz sWIG80.

Badając koszty wahań dla przełącznikowego modelu Markowa, wyróżniono dwa stany; fazę ożywienia, w której stopa wzrostu konsumpcji kształtowała się powyżej średniej oraz stagnacji, gdy stopa wzrostu konsumpcji była niższa niż średnia. Każda z faz musiała trwać co najmniej dwa okresy. Współczynniki opisujące trend dobrano tak, aby eliminowały wszystkie wahania, których okres jest krótszy niż 24 kwartały. Liczbę współczynników filtra ustalono na poziomie $m = 20$. Jako funkcję gęstości spektralnej analizowanego procesu przyjęto funkcję gęstości procesu AR(1) ze współczynnikiem autokorelacji równym 0,95.

⁸ M. Baxter, R. King, op. cit.; L. Christiano, T. Fitzgerald, op. cit.; C. Schleicher, op. cit.

Tabela 1

Koszty wszystkich wahań konsumpcji

Zmienna	r_f	g	Model	Koszt średni [%]	Koszt maks. [%]
Spożycie ogółem	1,31%	0,97%	IID	15,21 ($r = 1,36\%$)	146,07 ($r = 1,81\%$)
			MS	40,78 ($r = 1,45\%$)	182,91 ($r = 1,93\%$)
Spożycie indywidualne		1,05%	IID	22,27 ($r = 1,37\%$)	194,97 ($r = 1,81\%$)
			MS	56,51 ($r = 1,46\%$)	327,69 ($r = 2,16\%$)

Objaśnienia:

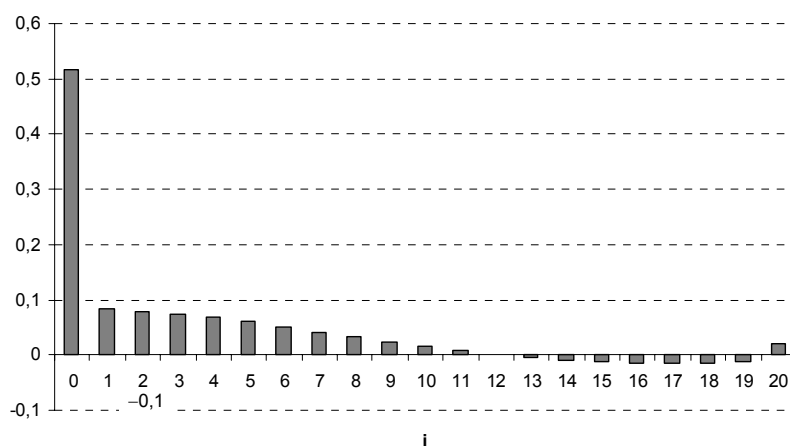
IID – model z niezależnymi wahaniami konsumpcji; MS – model przełącznikowy; r – stopa zwrotu z aktywa reprezentującego strumień aktualnej konsumpcji.

W pierwszej części badania wyznaczono koszty wszystkich wahań konsumpcji, korzystając ze wzorów (13) i (17) przy koszcie średnim oraz (15) i (18) dla kosztów maksymalnych. Uzyskane wyniki zestawiono w tabeli 1. Podano w niej także średnie stopy zwrotu z hipotetycznego aktywa, którego wypłaty replikują stopy wzrostu konsumpcji rzeczywistej.

Oszacowane średnie koszty wszystkich wahań konsumpcji zawierają się pomiędzy 15% a 60%. Oznacza to, że o taki procent powinna być zwiększona konsumpcja, aby użyteczność osiągnąca z takiego strumienia była równa użyteczności ze strumienia konsumpcji pozbawionej wszystkich fluktuacji. Wyniki te związane są z oszacowaniami stóp zwrotu z hipotetycznych aktywów reprezentujących rzeczywistą konsumpcję. Stopy te są z przedziału 1,36%-1,46%, a więc przewyższają stopę wolną od ryzyka o 0,05%-0,15%. Koszty maksymalne są zdecydowanie wyższe – zawierają się w przedziale 146%-328%, a odpowiadające im stopy r równe są 1,81%-2,16%. Maksymalna cena ryzyka konsumpcji $r - r_f$ waha się więc w granicach 0,50%-0,75% w skali kwartału. Wyniki są podobne dla obu zmiennych użytych do aproksymacji strumienia rzeczywistej konsumpcji. Ogólnie większe różnice występują pomiędzy modelem z niezależnymi stopami wzrostu konsumpcji (IID) a modelem przełącznikowym. W tym drugim przypadku koszty są mniej więcej dwukrotnie wyższe.

Wyniki te wskazują wyraźnie, że koszty wszystkich wahań konsumpcji są wysokie i jej wygładzenie wiązałoby się z dużymi korzyściami w kategoriach użyteczności ze strony gospodarstw domowych.

W drugiej części dokonano analizy kosztów wahań koniunkturalnych. W celu ich wyodrębnienia skorzystano z omówionego wcześniej filtra pasmowo-przepustowego. Na rysunku 1 zilustrowano wartości współczynników a_i ze wzoru (22) użyte do konstrukcji filtra.



Rys. 1. Oszacowane wartości współczynników a_i filtra pasmowo-przepustowego

W tabeli 2 zestawiono oszacowania kosztów wahań koniunkturalnych obliczone ze wzoru (20) oraz jego analogicznej wersji dla modelu przełącznikowego. Koszty średnie nie przekraczają wielkości 0,21%, natomiast koszt maksymalny jest nie większy niż 1,24% strumienia bieżącej konsumpcji. Wyniki te zdecydowanie różnią się od kosztów wszystkich wahań przedstawionych w poprzedniej tabeli. W porównaniu do nich są bardzo małe. Wynika stąd, że szczególnie kosztowne są wahania konsumpcji o niskich częstotliwościach, niższych niż wahania koniunkturalne. Dlatego uprawniona jest teza, że o ile wszelkie wahania konsumpcji mogą być rzeczywiście bardzo kosztowne dla gospodarstw domowych, o tyle dążenie do zmniejszania wahań koniunkturalnych nie przynosi istotnych korzyści. Należy mieć także na uwadze, że powyższe wyniki dotyczą kosztu krańcowego. Całkowite koszty wahań będą jeszcze niższe, nawet o połowę, w przypadku addytywnej funkcji oczekiwanej użyteczności.

Tabela 2

Koszty wahań koniunkturalnych konsumpcji

Zmienna	Model	Koszt średni [%]	Koszt maks. [%]
Spożycie ogółem	IID	0,08	0,73
	MS	0,20	0,91
Spożycie indywidualne	IID	0,08	0,74
	MS	0,21	1,24

Objaśnienie:

IID – model z niezależnymi wahaniami konsumpcji; MS – model przełącznikowy.

W pracy Alvareza i Jermanna średni koszt wszystkich wahań oscylował w granicach 20%-40%. Dość wysoki był koszt maksymalny, który przekraczał 200%, natomiast koszt wahań koniunkturalnych równy był około 0,1%, a maksymalny koszt nieznacznie przekraczał 0,5%. Oszacowana średnia cena ryzyka, mierzona jako kwartalna zyskowność papieru wartościowego uprawniającego do strumienia bieżącej konsumpcji, pomniejszona o stopę wolną od ryzyka, była równa około 0,1%. Maksymalna oszacowana wartość nie przekraczała 0,4%.

Wyniki uzyskane w pracy są więc dość zbliżone do oryginalnych rezultatów autorów. W ten sposób pokazano, że omawiana metoda daje podobne wyniki dla innych danych, nie pochodzących z rynku amerykańskiego. Tym bardziej, iż Alvarez i Jermann w swoich obliczeniach opierali się na danych rocznych, a w pracy wykorzystano dane kwartalne. Można więc uznać, że wyniki potwierdzają tezę, że prezentowana metoda nie jest specjalnie wrażliwa na sposób pomiaru kluczowych zmiennych.

Podsumowanie

W pracy przedstawiono nieparametryczną metodę oceny kosztów wahań konsumpcji zaproponowaną przez Alvareza i Jermanna. Wskazuje ona wyraźnie, iż mimo że wahania konsumpcji mogą być generalnie bardzo kosztowne dla gospodarstw domowych, to jednak zdecydowana większość tych kosztów związana jest z wahaniami długookresowymi o bardzo małej częstotliwości. Tym samym stosowanie kosztowych metod redukcji koniunkturalnych wahań w gospodarkach nie znajduje uzasadnienia.

Jednocześnie przeprowadzając analizę na danych polskich, pokazano, że uzyskane wyniki oraz wnioski nie różnią się istotnie od oryginalnych rezultatów autorów, dotyczących gospodarki amerykańskiej. W ten sposób potwierdzono tezę o względnej niewrażliwości metody na sposób pomiaru kluczowych zmiennych.

Omawiana metoda stanowi bardzo cenne narzędzie w dyskusji dotyczącej oceny korzyści płynących z działań na rzecz redukcji wahań cyklicznych w gospodarce. Jej główną zaletą jest nieparametryczność, to znaczy fakt, że nie opiera się ona na szczegółowych założeniach co do postaci funkcji użyteczności wykorzystywanej do oceny użyteczności płynącej ze strumienia konsumpcji.

Metoda jest również dobrym przykładem na możliwości wykorzystania informacji zawartych w cenach aktywów finansowych. Na podstawie obserwacji cen różnych klas aktywów pozwala na wnioskowanie o użyteczności strumienia konsumpcji wygładzonej w stosunku do konsumpcji rzeczywistej. Należy również zwrócić uwagę na fakt, że wprowadzanie nowych instrumentów finansowych będzie umożliwiała prowadzenie dokładniejszych badań w tym zakresie.

ASSET PRICES AND THE COST OF ECONOMIC FLUCTUATIONS IN POLAND

Summary

In the paper the method of measuring costs of business cycle fluctuations developed by Alvarez and Jermann (*Using Asset Prices to Measure the Cost of Business Cycles*, „Journal of Political Economy”, 2004, vol. 112, no. 6) is presented. The method is based mainly on asset prices data and doesn't need any assumptions regarding the utility function. Therefore it offers interesting alternative to parametric approaches. The results obtained for Polish data are consistent with Alvarez and Jermann's ones but reveal potential vulnerability to changes in the length of a measurement period, for example when switching from yearly to quarterly data.