

**Jan Acedański**

Akademia Ekonomiczna w Katowicach

---

## STRUKTURA TERMINOWA STÓP PROCENTOWYCH W POLSCE W ŚWIETLE MODELU DSGE

---

**Streszczenie:** Celem pracy jest zbadanie, jaki wpływ na kształt struktury terminowej stóp procentowych w Polsce mają zaburzenia makroekonomiczne. Wykorzystano przy tym model DSGE małej gospodarki otwartej, uwzględniający strukturę terminową stóp procentowych, którego parametry oszacowano metodą bayesowską z dodatkowymi ograniczeniami na implikowaną premię czasową na rynku obligacji. W efekcie tego zabiegu pokazano, że na dynamikę krzywej dochodowości dominujący wpływ mają zaburzenia monetarne: polityki pieniężnej oraz celu inflacyjnego. Mniejsze znaczenie mają zaburzenie produktywności inwestycji oraz preferencji konsumpcyjnych. Zaburzenie preferencji konsumpcyjnych zmienia kształt krzywej dochodowości, natomiast pozostałe oddziałują przede wszystkim na jej położenie.

### 1. Wstęp

Celem niniejszej pracy jest zbadanie, jaki wpływ na kształt struktury terminowej stóp procentowych w Polsce mają zaburzenia makroekonomiczne. Zagadnienie to jest istotne przy analizie powiązań pomiędzy strukturą terminową stóp procentowych a zmiennymi makroekonomicznymi. Z jednej strony bowiem struktura terminowa jest powszechnie wykorzystywana jako wskaźnik wyprzedzający przy prognozowaniu poziomu aktywności gospodarczej [zob. Estrella, Mishkin 1996]. Z drugiej natomiast takie zmienne makroekonomiczne, jak inflacja, stopa wzrostu gospodarczego oraz kurs walutowy, są uważane za najważniejsze determinanty poziomu stóp procentowych ustalanych przez władze monetarne, co znajduje potwierdzenie na przykład w sprawozdaniach z dyskusji na posiedzeniach decyzyjnych władz monetarnych [*Opis dyskusji...* 2010; zob. także: Taylor 1993; Orphanides 2008].

Do realizacji postawionego celu wykorzystano nieznacznie zmodyfikowany model SOE – model DSGE małej gospodarki otwartej opracowany w szwedzkim

Riksbanku [Adolfson i inni 2004], analizowany również przez pracowników NBP [Grabek, Kłos, Utzig-Lenarczyk 2007]. W zredukowanej postaci modelu dynamika zmiennych makroekonomicznych opisywana jest modelem VAR, przy czym jako składniki losowe występują zaburzenia makroekonomiczne. Aproxymując równania opisujące ceny obligacji metodą logliniowo-lognormalną, możliwe jest wyrażenie stóp zwrotu z obligacji w terminie do wykupu jako liniowych funkcji zmiennych makroekonomicznych ujętych w modelu DSGE oraz występujących tam zaburzeń makroekonomicznych. Pozwala to na badanie oddziaływania czynników makroekonomicznych na strukturę terminową stóp procentowych przy zastosowaniu standardowych narzędzi, takich jak dekompozycja wariancji oraz analiza odpowiedzi na impuls [zob. Lütkepohl 2005].

Praca składa się z następujących części. Najpierw omówiono powiązania prezentowanych badań z literaturą światową. Następnie przedstawiono model wykorzystany w analizach oraz sposób wyznaczania struktury terminowej stóp procentowych w ramach modeli DSGE. Na koniec zaprezentowano wyniki badań.

## 2. Związki pracy z literaturą światową

Popularne modele struktury terminowej wyjaśniają dynamikę stóp procentowych za pomocą czynników. Zwykle są to albo same stopy procentowe, jak to jest na przykład w modelach Vasicka, CIR oraz BDFS [zob. Dai, Singleton 2000], albo nieobserwowalne zmienne wyodrębnione na przykład metodą analizy głównych składowych [zob. Barber, Copper 1997; Novosloyov, Satchkov 2008]. Modele takie są przydatne do celów inżynierii finansowej, jednak nie pomagają w zrozumieniu, jakie procesy ekonomiczne kształtują stopy procentowe. Dlatego też w ostatnich latach pojawiły się prace, w których oprócz tradycyjnych czynników uwzględniano także zmienne makroekonomiczne.

Początkowo wykorzystywano w tym celu zwykle modele VAR, w których występowały stopy zwrotu z obligacji oraz zmienne makroekonomiczne. Modele takie posiadają jednak trzy poważne wady [Ang, Piazzesi 2003]. Po pierwsze, wymagają uwzględnienia wielu stóp procentowych w celu pełnego modelowania struktury terminowej. Po drugie, bez dodatkowych restrykcji nie gwarantują, że spełniony będzie warunek braku arbitrażu w odniesieniu do modelowanych stóp procentowych. Po trzecie, możliwe jest wykorzystanie w badaniu jedynie zmiennych obserwowalnych.

Alternatywę dla takiego podejścia stanowią modele, w których punktem wyjścia jest stochastyczny czynnik dyskontujący, determinujący zachowanie się wszystkich stóp procentowych<sup>1</sup>. Podejście takie po raz pierwszy zastosowane zostało w pracy Anga i Piazzesi [Ang, Piazzesi 2003]. Założyli oni, że w Stanach

---

<sup>1</sup> Definicja stochastycznego czynnika dyskontującego zawarta jest w równaniu (3).

Zjednoczonych stochastyczny czynnik dyskontujący jest funkcją zmiennych, wśród których były zarówno zmienne makroekonomiczne, jak i tradycyjne czynniki wyodrębniane metodą składowych głównych. Dynamika zmiennych makroekonomicznych opisana była modelem VAR z zaburzeniami o rozkładzie normalnym. Taka struktura umożliwiła wyznaczenie cen obligacji o dowolnym terminie zapadalności jako liniowych funkcji czynników ujętych w modelu, przy spełnieniu założenia o braku arbitrażu. W efekcie badań Ang i Piazzesi stwierdzili, że zaburzenia makroekonomiczne wyjaśniają 40–85% zmian stóp procentowych. Ponadto tradycyjne czynniki wyodrębnione metodą składowych głównych, odpowiedzialne za przesunięcie równoległe oraz zmianę nachylenia krzywej dochodowości, mogą być w dużej części utożsamiane z efektami oddziaływania zaburzeń makroekonomicznych.

Rozszerzenie omawianego podejścia polega na wykorzystaniu modelu DSGE, zamiast modelu VAR, do opisu dynamiki zmiennych makroekonomicznych. W ten sposób możliwa jest bogatsza specyfikacja sfery makroekonomicznej, a zaburzenia występujące w modelach DSGE mają ścisłą interpretację ekonomiczną. Ponadto model DSGE specyfikuje dokładną postać czynnika dyskontującego i nie jest konieczna specyfikacja *ad hoc* jak w wyżej cytowanej pracy. Takie podejście do modelowania struktury terminowej stóp procentowych można spotkać w wielu najnowszych pracach [zob. Emiris 2007; Ravenna, Seppälä 2007; Andreasen 2008; de Graeve, Emiris, Wouters 2008; Zagaglia 2008; Doh 2009]. W Polsce jednak podobne badania nie były prowadzone.

### 3. Model

Do opisu zachowania się zmiennych makroekonomicznych wykorzystano model DSGE małej gospodarki otwartej, opracowany w szwedzkim banku centralnym [Adolfson i inni 2005]. Był on również estymowany na danych polskich przez pracowników NBP [Grabek, Kłós, Utzig-Lenarczyk 2007]. Z uwagi na ograniczenia redakcyjne oraz wysoki stopień skomplikowania zrezygnowano z dokładnego opisu modelu, a podano jedynie jego krótką charakterystykę. Szczegółowy opis i specyfikację równań można znaleźć w cytowanych powyżej pracach, a także w załączniku zamieszczonym na stronie internetowej autora<sup>2</sup> [zob. także: Acedański 2010].

Cechą charakterystyczną modeli DSGE jest to, iż większość równań wyprowadzana jest z mikroekonomicznych podstaw optymalnego zachowania się różnych podmiotów ujętych w analizie. W omawianym modelu występują między innymi przedsiębiorstwa hurtowe i detaliczne, eksporterzy, importerzy oraz gospodarstwa domowe. Model zbudowany jest w tradycji neokeynesowskiej, to znaczy uwzględnia takie cechy, jak sztywności realne i nominalne, oraz konkurencję monopolistyczną na rynkach towarów i usług, a także na rynku pracy.

---

<sup>2</sup> <http://web2.ae.katowice.pl/jaced>.

Krótkoterminowa nominalna stopa procentowa jest ustalana przez władze monetarne zgodnie ze zmodyfikowaną wersją reguły Taylora [zob. Grabek, Kłos, Utzig-Lenarczyk 2007, s. 40]. Zakłada się więc, że przy podejmowaniu decyzji władze monetarne biorą pod uwagę odchylenia inflacji, tempa wzrostu gospodarczego oraz kursu walutowego od poziomu równowagi, a także tempo zmian inflacji oraz dynamiki PKB.

Gospodarka światowa w modelu reprezentowana jest przez 3 zmienne: światowe tempo wzrostu gospodarczego, inflację oraz stopę procentową, których dynamika opisywana jest strukturalnym modelem VAR.

W modelu uwzględnia się 13 różnych zaburzeń makroekonomicznych. Są to zaburzenia: technologiczne oddziałujące na produktywność czynników produkcji, inwestycji determinujące produktywność inwestycji, preferencji konsumpcyjnych, preferencji odnośnie do czasu wolnego, marż dóbr krajowych, eksportowych oraz dóbr importowanych, reguły polityki pieniężnej, celu inflacyjnego władz monetarnych, premii za ryzyko pobieranej przez inwestorów zagranicznych przy udzielaniu pożyczek podmiotom krajowym oraz trzy zaburzenia światowe: inflacji, stóp procentowych oraz popytu.

Kilka założeń w omawianym modelu odróżnia go od modeli źródłowych. Przede wszystkim w niniejszej pracy tempo wzrostu gospodarczego jest stałe. W cytowanych modelach jest natomiast zmienną losową, mającą duży wpływ na dynamikę całego modelu. Wahania tempa wzrostu gospodarczego powodują jednak, że średnio rzecz biorąc krzywa terminowa stóp procentowych jest wyraźnie ujemnie nachylona, co sprzeczne jest z obserwacjami. Ponadto model wykorzystany w tej pracy zawiera między innymi dodatkową sferę przedsiębiorstw hurtowych, które są właścicielami kapitału. Brak jest natomiast sektora rządowego, który nie odgrywa w modelu dużej roli, co pokazują na przykład wyniki dekompozycji wariancji zawarte w pracy [Grabek, Kłos, Utzig-Lenarczyk 2007, s. 100–101].

Równania modelu tworzą układ nieliniowych stochastycznych równań różnicowych. Układ ten jest rozwiązywany przybliżoną metodą loglinearyzacji [zob. Acedański 2009], w wyniku czego dynamika zmiennych makroekonomicznych przyjmuje postać:

$$\hat{\mathbf{x}}_t = \mathbf{M}\hat{\mathbf{x}}_{t-1} + \mathbf{W}\boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}), \quad (1)$$

gdzie  $\hat{\mathbf{x}}_t = \ln \mathbf{X}_t - \ln \bar{\mathbf{X}}$  jest wektorem zmiennych modelu wyrażonych jako odchylenia od punktu równowagi długookresowej  $\bar{\mathbf{X}}$ , a  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  jest wektorem składników losowych. W przeciwieństwie do klasycznych modeli ekonometrycznych składniki losowe nie są tutaj traktowane jako błędy losowe, wynikające z błędów specyfikacji bądź pomiaru, lecz interpretowane są jako zaburzenia makroekonomiczne, mające kluczowy wpływ na dynamikę modelowanych zmiennych. Elementy macierzy  $\mathbf{M}$  i  $\mathbf{W}$  są skomplikowanymi funkcjami wyjściowych parametrów modelu.

Parametry modelu estymowano podejściem bayesowskim, tak samo jak w źródłowych pracach. W szczególności przyjęto takie same rozkłady *a priori*, jak w modelu SOE-PL Grabka, Kłosa i Utzig-Lenarczyk. W estymacji wykorzystano kwartalne obserwacje z lat 1998–2008. Zbiór zmiennych obserwowalnych tworzyły: PKB, konsumpcja, inwestycje, import, eksport, płaca realna, krótkoterminowa stopa procentowa, reprezentowana przez stopę WIBOR3m, deflator PKB, deflator konsumpcji oraz realny kurs walutowy. W porównaniu z opracowaniem NBP brakuje jedynie dynamiki zatrudnienia, które w opinii autora nie jest prawidłowo ujęte w modelu. Ponadto dodano również, oprócz 3-miesięcznej stopy WIBOR, oprocentowanie 5-letnich obligacji skarbowych oraz warunek, aby średnia premia czasowa w modelu równa była średniej wartości obserwowanej w Polsce w latach 2003–2008. W tym okresie różnica pomiędzy średnią stopą zwrotu w terminie do wykupu z obligacji 5-letnich a 3-miesięczną stopą WIBOR wyniosła w tym okresie 0,25%, a dla obligacji 10-letnich było to 0,3%. Technicznie warunki dodano podobnie jak w pracy [Emiris 2007; zob. także: Acedański 2010, s. 159–160], rozszerzając maksymalizowaną funkcję gęstości rozkładu *a posteriori* o funkcje gęstości rozkładów *a priori* dotyczących premii czasowych. Założono, że oba rozkłady *a priori* są normalne z wartościami oczekiwanymi 0,25 i 0,3 oraz odchyleniami standardowymi 0,005. Oceny parametrów uzyskano więc, maksymalizując funkcję:

$$l(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{y}) = \ln f(\mathbf{y} | \boldsymbol{\theta}) - \frac{(\bar{R}_b^{(20)}(\boldsymbol{\theta}) - \bar{R}_b^{(1)}(\boldsymbol{\theta}) - 0,25)^2}{2 \cdot 0,005^2} - \frac{(\bar{R}_b^{(40)}(\boldsymbol{\theta}) - \bar{R}_b^{(1)}(\boldsymbol{\theta}) - 0,3)^2}{2 \cdot 0,005^2}, \quad (2)$$

gdzie:  $\boldsymbol{\theta}$  – wektor estymowanych parametrów,

$\mathbf{y}$  – wektor obserwacji,

$f(\mathbf{y} | \boldsymbol{\theta})$  – funkcja gęstości rozkładu *a posteriori*,

$\bar{R}_b^{(n)}(\boldsymbol{\theta})$  – średnia stopa zwrotu w terminie do wykupu z  $n$ -okresowej obligacji zerokuponowej w modelu.

Aproksymację rozwiązania modelu oraz estymację jego parametrów przeprowadzono w pakiecie Dynare, przy czym uwzględnienie dodatkowych ograniczeń na poziomie przeciętnym premii czasowej wymagało pewnych modyfikacji źródłowych funkcji pakietu. Pozostałe analizy zaprezentowane w pracy wymagały napisania własnych procedur w języku Matlab.

Dokładne wyniki estymacji parametrów zestawiono w załączniku. W większości przypadków są one zbliżone do rezultatów uzyskanych przez Grabka, Kłosa i Utzig-Lenarczyk. Z punktu widzenia celu pracy różnice dotyczą jedynie ocen odchylenia standardowego zaburzeń makroekonomicznych oraz parametrów reguły polityki pieniężnej [zob. Acedański 2010, s. 161–162]. W porównaniu z wynikami dla modelu SOE-PL znacząco wzrosła zmienność zaburzeń preferencji konsumpcyjnych, a także zaburzenia produktywności inwestycji oraz marż dóbr krajowych.

Oceny parametrów reguły polityki pieniężnej wskazują, że władze monetarne przy podejmowaniu decyzji biorą pod uwagę jedynie odchylenia inflacji od poziomu równowagi długookresowej oraz zmiany inflacji i tempa wzrostu gospodarczego. W modelu SOE-PL uwzględniano także odchylenia tempa wzrostu gospodarczego oraz kursu walutowego.

Ocena jakości dopasowania modelu DSGE do obserwacji odbywa się inaczej niż w klasycznych modelach ekonometrycznych. Wynika to z faktu, że nie jest możliwe jednoznaczne ustalenie teoretycznych wartości zmiennych występujących w modelu, ponieważ we wzorze (1) nie są znane początkowa wartość  $\hat{\mathbf{x}}_0$  ani teoretyczne wartości zaburzeń  $\varepsilon_t$ . W takim przypadku do oceny najbardziej prawdopodobnych wartości teoretycznych zmiennych wykorzystywane są techniki filtracji [zob. Grabek, Kłós, Utzig-Lenarczyk 2007, s. 102–104].

Oszacowany model dobrze odwzorowuje zachowanie się stóp procentowych w badanym okresie – odchylenie standardowe różnic pomiędzy wartościami wynikającymi z modelu a wartościami obserwowanymi równe jest 0,01% dla stóp 3-miesięcznych oraz 0,025% dla stóp 5-letnich. Ilustrują to wykresy zawarte w załączniku.

#### 4. Struktura terminowa stóp procentowych w modelu

Jednym z warunków koniecznych maksymalizacji użyteczności przez gospodarstwa domowe jest zrównanie cen obligacji, w które lokowane są oszczędności gospodarstw, z krańcową stopą międzyokresowej substytucji konsumpcji, nazywaną również stochastycznym czynnikiem dyskontującym. W omawianym modelu równanie to przyjmuje postać [zob. załącznik, wzór 169; zob. także Acedański 2010, s. 150]:

$$P_{b,t}^{(n)} = E_t(M_{t+n/t}) = \left(\frac{\beta}{\gamma}\right)^n E_t \left[ \frac{\Lambda_{t+n}}{\Lambda_t \prod_{i=1}^n \Pi_{t+i}^c} \right], \quad (3)$$

gdzie:  $P_{b,t}^{(n)}$  – cena zerokuponowej obligacji w okresie  $t$ , o terminie wykupu  $t+n$ ,  $M_{t+n/t}$  jest stochastycznym czynnikiem dyskontującym pomiędzy okresami  $t$  oraz  $t+n$ ,  $\beta$  jest współczynnikiem dyskontowym,  $\gamma$  oznacza deterministyczne tempo postępu technicznego,  $\Lambda_t$  jest krańcową użytecznością konsumpcji, natomiast  $\Pi_t^c$  oznacza inflację cen dóbr konsumpcyjnych. Powyższy wzór można wyrazić za pomocą zmiennych stacjonarnych występujących w wektorze  $\hat{\mathbf{x}}$ :

$$p_{b,t}^{(n)} = \ln P_{b,t}^{(n)} = n(\ln \beta - \ln \gamma - \ln \bar{\Pi}) + \ln E_t \left[ \exp(\hat{\lambda}_{t+n} - \hat{\lambda}_t - \sum_{i=1}^n \hat{\pi}_{t+i}^c) \right], \quad (4)$$

przy czym małe litery z daszkami oznaczają, podobnie jak we wzorze (1), odchylenia logarytmów zmiennych od wartości w punkcie stacjonarnym. Ponieważ  $\Lambda_t$

oraz  $\Pi_t^c$  wchodzą w skład wektora zmiennych makroekonomicznych  $\mathbf{X}_t$ , zgodnie ze wzorem (1) dynamikę zmiennych  $\hat{\lambda}_t$  oraz  $\hat{\pi}_t^c$  można wyrazić wzorami:

$$\begin{aligned}\hat{\lambda}_{t+n} &= \mathbf{M}_\lambda \hat{\mathbf{x}}_{t+n-1} + \mathbf{W}_\lambda \boldsymbol{\varepsilon}_{t+n} = \mathbf{M}_\lambda \mathbf{M}^n \hat{\mathbf{x}}_{t-1} + \sum_{j=1}^{n-1} \mathbf{M}_\lambda \mathbf{M}^{n-1-j} \mathbf{W} \boldsymbol{\varepsilon}_{t+j} + \mathbf{W}_\lambda \boldsymbol{\varepsilon}_{t+n}, \\ \hat{\pi}_{t+i}^c &= \mathbf{M}_\pi \hat{\mathbf{x}}_{t+i-1} + \mathbf{W}_\pi \boldsymbol{\varepsilon}_{t+i} = \mathbf{M}_\pi \mathbf{M}^i \hat{\mathbf{x}}_{t-1} + \sum_{j=1}^{i-1} \mathbf{M}_\pi \mathbf{M}^{i-1-j} \mathbf{W} \boldsymbol{\varepsilon}_{t+j} + \mathbf{W}_\pi \boldsymbol{\varepsilon}_{t+i},\end{aligned}\quad (5)$$

gdzie wektory  $\mathbf{M}_\lambda$ ,  $\mathbf{M}_\pi$ ,  $\mathbf{W}_\lambda$  oraz  $\mathbf{W}_\pi$  są odpowiednimi wierszami macierzy  $\mathbf{M}$  oraz  $\mathbf{W}$ . Stąd wynika, iż:

$$\begin{aligned}p_{b,t}^{(n)} &= n(\ln \beta - \ln \gamma - \ln \bar{\Pi}) + \ln E_t \left[ \exp(\hat{\lambda}_{t+n} - \hat{\lambda}_t - \sum_{i=1}^n \hat{\pi}_{t+i}^c) \right] = n(\ln \beta - \ln \gamma - \ln \bar{\Pi}) + \\ &+ \ln E_t \exp \left[ \left( \mathbf{M}_\lambda (\mathbf{M}^n - \mathbf{I}) - \mathbf{M}_\pi \sum_{i=1}^n \mathbf{M}^i \right) \hat{\mathbf{x}}_{t-1} + \left( \mathbf{M}_\lambda \mathbf{M}^{n-1} \mathbf{W} - \mathbf{M}_\pi \sum_{i=1}^n \mathbf{M}^{i-1} \mathbf{W} \right) \boldsymbol{\varepsilon}_t + \right. \\ &\quad \left. + \sum_{j=1}^{n-1} \left( \mathbf{M}_\lambda \mathbf{M}^{n-1-j} \mathbf{W} - \mathbf{M}_\pi \sum_{i=1}^{n-j} \mathbf{M}^{i-1} \mathbf{W} - \mathbf{W}_\pi \right) \boldsymbol{\varepsilon}_{t+j} + (\mathbf{W}_\lambda - \mathbf{W}_\pi) \boldsymbol{\varepsilon}_{t+n} \right].\end{aligned}\quad (6)$$

Ponieważ składniki losowe  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  mają rozkład normalny, zmienna losowa występując w drugim składniku powyższego wzoru, ma rozkład logarytmiczno-normalny. Wyznaczając jej wartość oczekiwaną, uzyskuje się ostateczny wzór na cenę obligacji:

$$p_{b,t}^{(n)} = \bar{p}_b^{(n)} + \mathbf{M}_p \hat{\mathbf{x}}_{t-1} + \mathbf{W}_p \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (7)$$

gdzie:

$$\begin{aligned}\bar{p}_b^{(n)} &= n(\ln \beta - \ln \gamma - \ln \bar{\Pi}) + (\mathbf{W}_\lambda - \mathbf{W}_\pi)^T \boldsymbol{\Sigma} (\mathbf{W}_\lambda - \mathbf{W}_\pi) + \\ &+ \sum_{j=1}^{n-1} \left( \mathbf{M}_\lambda \mathbf{M}^{n-1-j} \mathbf{W} - \mathbf{M}_\pi \sum_{i=1}^{n-j} \mathbf{M}^{i-1} \mathbf{W} - \mathbf{W}_\pi \right)^T \boldsymbol{\Sigma} \left( \mathbf{M}_\lambda \mathbf{M}^{n-1-j} \mathbf{W} - \mathbf{M}_\pi \sum_{i=1}^{n-j} \mathbf{M}^{i-1} \mathbf{W} - \mathbf{W}_\pi \right), \\ \mathbf{M}_p &= \mathbf{M}_\lambda (\mathbf{M}^n - \mathbf{I}) - \mathbf{M}_\pi \sum_{i=1}^n \mathbf{M}^i, \quad \mathbf{W}_p = \mathbf{M}_\lambda \mathbf{M}^{n-1} \mathbf{W} - \mathbf{M}_\pi \sum_{i=1}^n \mathbf{M}^{i-1} \mathbf{W}.\end{aligned}$$

Logarytm stopy zwrotu w terminie do wykupu łatwo obliczyć ze wzoru:

$$r_{b,t}^{(n)} = p_{b,t}^{(n)} / n.$$

Wzór (7) pokazuje bezpośredni związek pomiędzy cenami obligacji o różnych terminach zapadalności a zmiennymi i zaburzeniami makroekonomicznymi.

## 5. Wyniki badań

W tabeli 1 przedstawiono wyniki dekompozycji wariancji stóp zwrotu z obligacji o różnych terminach zapadalności. Pokazuje ona, jaką część warunkowej zmienności, mierzonej przy danym horyzoncie  $h$  można przypisać poszczególnym zaburzeniom występującym w modelu. Widać wyraźnie, że zarówno w krótkim, jak i w długim okresie praktycznie cała zmienność jest efektem zaburzeń w sferze monetarnej – celu inflacyjnego oraz reguły polityki pieniężnej, przy czym to pierwsze dominuje w przypadku wahań krótkookresowych, natomiast w bardzo długim horyzoncie zdecydowana większość zmian stóp procentowych jest efektem zaburzeń reguły monetarnej. W średnim okresie na wahania stóp krótkoterminowych duży wpływ mają zaburzenia preferencji konsumpcyjnych oraz zmienność marż importerów. Na stopę 3-miesięczną w krótkim okresie oddziałują także wahania premii za ryzyko. Zmienne realne, przede wszystkim zaburzenia inwestycji, mają większy wpływ na stopy długookresowe. Jest on jednak i tak niewielki w porównaniu z zaburzeniami monetarnymi. Stanowi to skutek założenia, że zaburzenia realne w modelu mają charakter nietrwały.

**Tabela 1.** Dekompozycja wariancji stóp procentowych w modelu

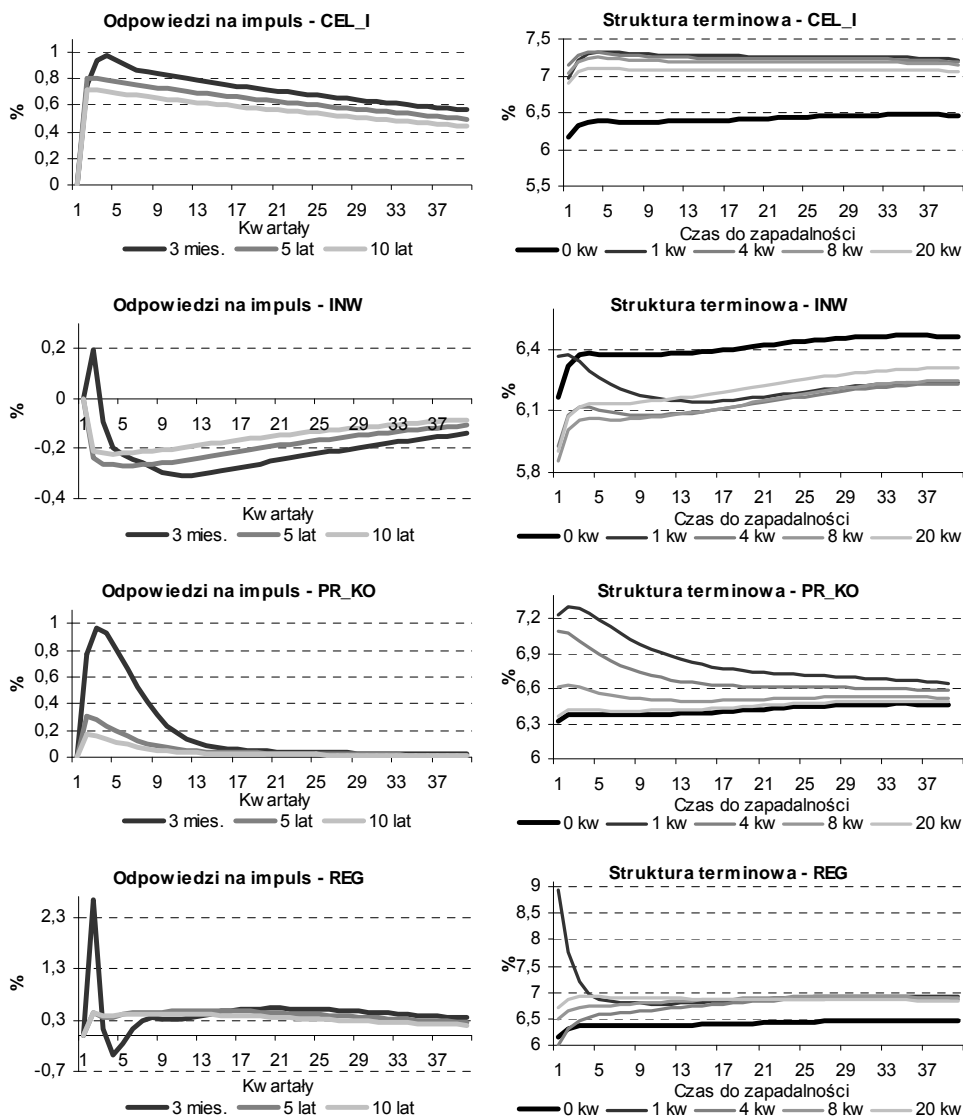
Zaburzenia*	Stopa 3-miesięczna				Stopa 5-letnia				Stopa 10-letnia			
	$h = 1$	$h = 4$	$h = 8$	$h = \infty$	$h = 1$	$h = 4$	$h = 8$	$h = \infty$	$h = 1$	$h = 4$	$h = 8$	$h = \infty$
CEL_I	6,5	35,5	50,9	0,7	64,2	69,2	68,5	6,8	65,8	68,7	68	17,8
REG	78,0	13,0	11,0	98,0	18,2	15,2	19,1	90,4	23,8	21,6	23,4	77,2
PREM	1,9	4,1	0,6	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
TECH	1,4	1,2	0,1	0,3	0,0	0,0	0,0	0,4	0,1	0,0	0,0	0,4
INW	0,4	0,3	2,0	0,6	5,6	7,3	7,9	1,5	5,7	6,6	6,7	3,2
MA_E	0,1	0,4	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
MA_I	4,0	11,7	5,0	0,0	1,5	0,7	0,3	0,3	0,5	0,2	0,1	0,4
MA_K	0,7	0,6	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
PR_KO	6,7	32,7	29,6	0,2	10,3	7,5	4,2	0,4	4,0	2,9	1,7	0,7
ŚW_IN	0,1	0,1	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1
ŚW_PO	0,0	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,2	0,0	0,0	0,0	0,1
ŚW_ST	0,1	0,3	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

\* Skróty zaburzeń: CEL\_I – zab. celu inflacyjnego; REG – zab. reguły polityki pieniężnej; PREM – zab. premii za ryzyko; TECH – zab. technologiczne; INW – zab. produktywności nakładów inwestycyjnych; MA\_E, MA\_I, MA\_K – zab. marż eksporterów, importerów oraz producentów krajowych; PR\_KO – zab. preferencji konsumpcyjnych; ŚW\_IN, ŚW\_PO, ŚW\_ST – zab. światowe: inflacji, popytu oraz stóp procentowych.

$h$  oznacza horyzont, dla którego wyznaczana jest dekompozycja.

Źródło: opracowanie własne.





**Rys. 1.** Odpowiedzi na impuls oraz dynamika struktury terminowej spowodowana wybranymi zaburzeniami

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 1 przedstawia reakcje stóp procentowych – 3-miesięcznej, 5-letniej oraz 10-letniej – na wybrane zaburzenia makroekonomiczne (kolumna lewa) oraz kształt struktury terminowej po wpływie 1, 4, 8 i 20 kwartałów od pojawienia się

danego dodatniego zaburzenia w wielkości jednego odchylenia standardowego (kolumna prawa). Zaburzenia celu inflacyjnego oddziałują podobnie na wszystkie stopy procentowe. W efekcie tego procesu nie zmienia się znacząco kształt struktury terminowej, ale przesuwają się one do góry bądź w dół, w zależności od znaku zaburzenia. Powrót do stanu wyjściowego jest bardzo powolny. Dodatkowo zaburzenia inwestycyjne w krótkim okresie powodują wzrost stóp krótkoterminowych oraz obniżenie się stóp długoterminowych, co sprawia, że początkowo krzywa terminowa ma kształt odwrócony. Tempo powrotu do położenia początkowego jest szybsze niż w poprzednim przypadku. Zaburzenie preferencji konsumpcyjnych silniej oddziałuje na stopy krótkoterminowe. W efekcie tego procesu dodatkowo zaburzenie preferencji zmienia nachylenie krzywej dochodowości na ujemne. Oddziaływanie tego zaburzenia jest jednak krótkotrwałe. Zaburzenie reguły polityki pieniężnej ma bardzo silny wpływ na stopę krótkookresową w pierwszych kilku kwartałach po pojawieniu się zaburzenia. Później jego oddziaływanie jest podobne dla wszystkich stóp. Ze względu na założenie o dużej inercji tego typu zaburzeń jego wpływ na strukturę terminową jest bardzo długotrwały i praktycznie skutkuje trwałymi przesunięciami krzywej dochodowości.

## 6. Podsumowanie

Przedstawione w pracy wyniki wyraźnie wskazują, że dominujący wpływ na dynamikę struktury terminowej stóp procentowych w Polsce w latach 1998–2008 miały zaburzenia związane z polityką monetarną – zaburzenie celu inflacyjnego banku centralnego oraz zaburzenie reguły ustalania krótkoterminowej stopy procentowej. Oddziaływanie to jest szczególnie silne w przypadku wahań długookresowych. W mniejszym stopniu na kształt krzywej dochodowości wpływały zaburzenia produktywności nakładów inwestycyjnych oraz zaburzenie preferencji konsumpcyjnych. Zaburzenia monetarne oraz inwestycyjne jedynie w krótkim okresie zmieniały kształt struktury terminowej. W dłuższym horyzoncie powodowały przede wszystkim jej przesunięcia. Natomiast zaburzenie preferencji przez cały czas swego oddziaływania zmieniało kształt krzywej dochodowości.

## Literatura

- Acedański J., *Ceny aktywów giełdowych a wielkości makroekonomiczne w dynamiczno-stochastycznych modelach równowagi ogólnej*, praca doktorska, AE Katowice, Katowice 2010.
- Acedański J., *Stock and bond prices in a DSGE model for Poland*, referat wygłoszony na III Ogólnopolskiej Konferencji Naukowej im. profesora Aleksandra Zeliasia pt. „Modelowanie i prognozowanie zjawisk społeczno-gospodarczych”, Zakopane, 5–8.05.2009.
- Adolfson M., Laseén S., Lindé J., Villani M., *Bayesian estimation of an open-economy DSGE model with incomplete pass-through*, Sveriges Riksbank Working Paper Series, 2003, no. 179.

- Andreasen M.M., *Explaining macroeconomic and term structure dynamics jointly in a non-linear DSGE model*, CREATES Research Paper, 2008, no. 43.
- Ang A., Piazzesi M., *A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables*, „Journal of Monetary Economics” 2003, vol. 50.
- Barber J., Copper M., *Immunization using principal component analysis*, „Journal of Portfolio Management” 1997, fall.
- Dai Q., Singleton K.J., *Specification analysis of affine term structure models*, „The Journal of Finance” 2000, vol. 55(5).
- De Graeve F., Emiris M., Wouters R., *A structural decomposition of the US yield curve*, manuskrypt, 2008.
- Doh T., *Yield curve in an estimated nonlinear macro model*, The Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Paper, 2009, no. 4.
- Emiris M., *The term structure of interest rates in a DSGE model*, National Bank of Belgium Working Paper Research, 2006, no. 88.
- Estrella A., Mishkin F., *The yield curve as a predictor of U.S. recessions*, „Current Issues in Economics and Finance”, Federal Reserve Bank of New York, 1996, vol. 2 (7).
- Grabek G., Kłós B., Utzig-Lenarczyk G., *SOE-PL – model DSGE malej otwartej gospodarki estymowany na danych polskich. Metodologia, specyfikacja, wyniki estymacji i pierwsze zastosowania*, Materiały i Studia, 2007, nr 217.
- Lütkepohl H., *New introduction to multiple time series analysis*, Springer, Berlin Heidelberg 2005.
- Novosloyov A., Satchkov D., *Global term structure modeling using principal component analysis*, „Journal of Asset Management” 2008, vol. 8.
- Opis dyskusji na posiedzeniu decyzyjnym Rady Polityki Pieniężnej w dniu 28 kwietnia 2010 r.*, NBP, Warszawa 2010.
- Orphanides A., *Taylor rules*, w: *The new palgrave dictionary of economics*, 2008, vol. 8.
- Ravenna F., Seppällä J., *Monetary policy and rejections of the expectations hypothesis*, manuskrypt, 2007.
- Taylor J., *Discretion versus policy rules in practice*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1993, vol. 39.
- Zagaglia P., *What drives the term structure in the Euro area? Evidence from a model with feedback*, manuskrypt, 2009.

## THE TERM STRUCTURE OF INTEREST RATES IN POLAND IN A DSGE MODEL

**Summary:** The paper investigates the impact of macroeconomic shocks on the term structure of interest rates dynamics in Poland. It employs a small open-economy DSGE model with term structure of interest rates that parameters are estimated by the Bayesian approach with additional restrictions on the implied term premium. It is shown that monetary shocks, namely monetary rule and inflation target shocks played a dominant role in explaining dynamics of the yield curve. Investment productivity and consumer preferences shocks had a weaker impact. Consumer preferences shock modified the yield curve shape, whereas other affected mainly its level.