

Uniwersytet Warszawski
Wydział Nauk Ekonomicznych

Jakub Węglowski

Nr albumu: 430620

/* JAKI TYTUŁ? */

Praca licencjacka
na kierunku EKONOMIA

Praca wykonana pod kierunkiem
dr. Piotra Żocha
Katedra Statystyki i Ekonometrii

Warszawa, Czerwiec 2024

Oświadczenia kierującego pracą

Oświadczam, że niniejsza praca została przygotowana pod moim kierunkiem i stwierdzam, że spełnia ona warunki do przedstawienia jej w postępowaniu o nadanie tytułu zawodowego.

Data

Podpis kierującego pracą

Oświadczenie autora pracy

Świadom odpowiedzialności prawnej oświadczam, że niniejsza praca dyplomowa została napisana przeze mnie samodzielnie i nie zawiera treści uzyskanych w sposób niezgodny z obowiązującymi przepisami.

Oświadczam również, że przedstawiona praca nie była wcześniej przedmiotem procedur związanych z uzyskaniem tytułu zawodowego w wyższej uczelni.

Oświadczam ponadto, że niniejsza wersja pracy jest identyczna z załączoną wersją elektroniczną.

Data

Podpis kierującego pracą

Streszczenie

Słowa kluczowe

Dziedzina pracy (kody wg programu Socrates-Erasmus)

Klasyfikacja tematyczna

Tytuł pracy w języku angielskim

Spis treści

Wprowadzenie	5
1. Problem badawczy	7
Problem badawczy	7
1.1. Reżimy polityki monetarnej i ich identyfikacja	7
1.1.1. Rola oczekiwań w gospodarce	7
1.1.2. Identyfikacja reżimów	8
1.2. Przegląd literatury	8
1.2.1. Metody estymacji	9
1.3. Opis danych	9
1.4. Opis modelu	12
1.4.1. Klasyczny model wektorowej autoregresji (VAR)	12
1.4.2. Model Markov-switching VAR (MS-VAR)	13
2. Estymacja modelu	15
3. Wyniki	17
Bibliografia	20

Wprowadzenie

Polityka monetarna jest ważnym obszarem zainteresowania i badań we współczesnej ekonomii. Jednym z celów organów prowadzących w danym kraju politykę monetarną jest utrzymywanie zadanego poziomu inflacji, czyli niedopuszczenie do zbyt szybkiego lub zbyt wolnego wzrostu cen w gospodarce [15]. W tym aspekcie wyróżnia się często dwa przeciwne sobie nastawienia w zakresie prowadzenia polityki inflacyjnej.

Dążenie do utrzymywania stóp procentowych na niskim poziomie, nawet kosztem wzrostu inflacji, nazywa się nastawieniem *gołębim*. Przykłada ono wagę do przyspieszenia wzrostu gospodarczego w krótkim okresie oraz utrzymania niskiego bezrobocia. Z kolei politykę restrykcyjnego zwalczania inflacji poprzez podnoszenie stóp procentowych nazywa się często nastawieniem *jastrzębim*. Taka polityka zakłada walkę z inflacją kosztem spowolnienia wzrostu gospodarczego i wzrostu bezrobocia [10].

Opisany powyżej podział jest przykładem występowania dwu *reżimów* w polityce monetarnej. Reżim może być interpretowany jako określone nastawienie, położenie nacisku na jeden lub kilka wybranych aspektów prowadzenia polityki w danym obszarze. Ogólniej, reżim jest po prostu jednym z możliwych, abstrakcyjnych stanów, w których może znajdować się badana zmienna bądź grupa zmiennych. W tej pracy zbadamy, czy w polskiej polityce monetarnej od 2000 roku występowały zmiany reżimów. Rozważymy, jak identyfikować różne reżimy w polityce monetarnej i zbadamy, czy korelowały one z występowaniem innych czynników, takich jak recesje, spowolnienia lub ożywienia gospodarcze, określone poziomy inflacji czy nawet zmiany kierownictwa w Narodowym Banku Polskim.

Problem identyfikacji zmian reżimów jest istotnym zagadnieniem badawczym [9]. Umiejętność skutecznej identyfikacji zmian pozwala przewidywać tendencje w gospodarce, również te trudne do dostrzeżenia na pierwszy rzut oka. Pozwala ona również na lepsze rozumienie zależności strukturalnych pomiędzy zmiennymi takimi jak wielkość PKB, inflacja, bezrobocie, podaż pieniądza czy wysokość stóp procentowych. W niniejszej pracy do identyfikacji zmian reżimów użyjemy modelu wektorowej autoregresji typu *Markov-switching*, stosowanego już do tego celu w literaturze [18] [8] [17] [12].

Rozdział 1

Problem badawczy

1.1. Reżimy polityki monetarnej i ich identyfikacja

Osoby odpowiedzialne za prowadzenie polityki monetarnej często reprezentują różne poglądy na kierunki jej prowadzenia. W organach decyzyjnych banków centralnych, takich jak działająca przy Narodowym Banku Polskim Rada Polityki Pieniężnej, ścierają się ze sobą różne punkty widzenia na działania i decyzje, które mają zostać podjęte. Zrozumienie decyzji podejmowanych przez te organy to ważne elementy analiz makroekonomicznych, ponieważ decyzje te mają doniosłe znaczenie dla całej gospodarki. Szczególną wagę można przypisać umiejętności skutecznego przewidywania przyszłych nurtów, wokół których będą poruszać się stosowne organy przy podejmowaniu decyzji. Poprawne rozpoznanie ich nastawienia do aktualnej sytuacji gospodarczej może być pomocne odpowiednim w przygotowaniu się na ich przyszłe decyzje, co pozwala innym podmiotom gospodarczym lepiej dostosować swoje działania i plany na przyszłość [1].

Opisane powyżej *nurty* i *nastawienia* do prowadzenia polityki monetarnej będziemy w tej pracy zbiorczo nazywać *reżimami* prowadzenia polityki. Oczywiście, niektóre informacje na temat obecnego reżimu są ogólnodostępne. Banki centralne polegają na swojej wiarygodności i komunikują publicznie swoje działania, jak również plany na przyszłość. W ten sposób podawane do publicznej wiadomości są dane dotyczące agregatów pieniężnych, komunikowane są plany odnośnie podwyżek bądź obniżek stóp procentowych oraz wykorzystania innych instrumentów polityki, jak przykładowo operacje otwartego rynku. Ma to na celu osiągnięcie poczucia przewidywalności oraz stabilności, rynek zaś jest do tych wartości przywiązany – dla przykładu w kontekście bezpieczeństwa wieloletnich inwestycji przedsiębiorstw bądź lokowania oszczędności przez gospodarstwa domowe.

1.1.1. Rola oczekiwań w gospodarce

Banki centralne, poprzez prowadzenie odpowiedniej komunikacji w sferze publicznej, kształtują opinie oraz oczekiwania podmiotów gospodarczych działających na rynku. Z ogólnej teorii makroekonomicznej wynika, że oczekiwania te pełnią ważną rolę w podejmowaniu przez podmioty gospodarcze bieżących decyzji [1]. Przykładowo, zgodnie z równaniem krzywej Phillipsa, rzeczywista inflacja (π_t) jest wynikiem oczekiwań inflacyjnych w poprzednim okresie ($\mathbb{E}_{t-1}\pi_t$), reakcji na odchylenie bezrobocia (u_t) od stopy bezrobocia naturalnego (u_t^n) oraz szoku podażowego (ν_t) [11]:

$$\pi_t = \mathbb{E}_{t-1}\pi_t - \beta(u_t - u_t^n) + \nu_t$$

To tylko jeden z przykładów pokazujących, w jaki sposób fundamentalne zjawiska w gospodarce mogą kształtować się pod wpływem oczekiwań wobec nich samych. Pojawia się zatem naturalna potrzeba badań nad źródłami tych oczekiwań wśród podmiotów gospodarczych.

1.1.2. Identyfikacja reżimów

Komunikacja banku centralnego z opinią publiczną odgrywa istotną rolę w procesie kształtowania się oczekiwań. Należy jednak zauważyć, że otwarta, prowadzona publicznie komunikacja banku centralnego z rynkiem nie wyczerpuje źródeł kształtowania oczekiwań podmiotów na rynku. Może się zdarzyć, że przewidywania prezentowane przez decydentów zasiadających w organach decyzyjnych odbiegają od rzeczywistych tendencji zmiennych makroekonomicznych. Co ważniejsze, czasem odbiegają one również od przewidywań formułowanych przez ekspertów zatrudnianych przez te organy [16]. Wskazuje to na fakt, że organy decyzyjne mogą mieć inne źródła informacji, które nie zawsze są ujawniane opinii publicznej w otwarty sposób. Stąd wnioskujemy, że warto poszukiwać źródeł formułowania się oczekiwań odnośnie reżimów prowadzenia polityki również poza oficjalnym przekazem instytucji publicznych.

Pojawia się naturalna potrzeba ścisłego modelowania zjawiska przełączania się pomiędzy reżimami, aby w analizach oprzeć się na danych makroekonomicznych. Opracowanie modelu skutecznie wskazującego obecny reżim może mieć znaczenie dla formułowania oczekiwań w gospodarce.

1.2. Przegląd literatury

Podobne podejście jest znane w literaturze ekonomicznej. Ideę modelowania zmian reżimów zapoczątkował Hamilton [6], który w swoim artykule badał realny Produkt Narodowy Brutto w porównaniu z zarejestrowanymi recesjami w gospodarce Stanów Zjednoczonych. Model stworzony przez Hamiltona jest nazywany modelem *Markov-switching* lub *hidden Markov chain*¹. Przy użyciu tego modelu na danych historycznych możliwe było określenie w każdym okresie prawdopodobieństwa wejścia gospodarki w recesję, zaś mówiąc ogólniej – prawdopodobieństwa znajdowania się w każdym z abstrakcyjnych reżimów. W pierwotnym artykule Hamiltona, reżim to recesja lub jej brak. Z wykorzystaniem modeli Markov-switching można również badać strukturę wariancji zmiennych i wyróżniać reżimy na jej podstawie – przykładowo reżimy niskiej, średniej i wysokiej wariancji danej zmiennej [8].

Rozszerzenie oraz uogólnienie oryginalnej pracy Hamiltona stanowi artykuł Kim C., *Dynamic linear models with Markov-switching*, 1994 [7]. Autor prezentuje zapis *state-space* oryginalnego modelu. Jest to ujęcie bardzo elastyczne i daje nowe możliwości w zakresie estymacji tego typu modeli. Dodatkowo, metoda zaproponowana w tej pracy jest efektywna obliczeniowo.

Podstawę niniejszej pracy stanowi artykuł Sims C., Zha T., *Were there regime switches in U.S. monetary policy?*, 2004 [18]. Autorzy aplikują modele *Markov-switching* do danych miesięcznych od roku 1959 do 2003 pochodzących z gospodarki Stanów Zjednoczonych. Używają oni modelu Markov-switching dla wektorowej autoregresji (w skrócie *MS-VAR*²). W analizie zostały wzięte pod uwagę następujące zmienne: indeks cen towarów (P_{com}), indeks monetarny M2 divisia (M), stopa procentowa FED (R), Produkt Krajowy Brutto (interpolowany na dane miesięczne, y), bazowy indeks cen wydatków konsumpcyjnych PCE (P) oraz stopa bezrobocia (U). We wszystkich modelach analizowanych przez autorów, wzięte pod uwagę zostało 13 opóźnień. Stopę FED oraz bezrobocie wyrażono w procentach, pozostałe zmienne zostały zlogarytmowane. Ważną cechą tej pracy jest fakt, iż autorzy nie nakładają żadnych ograniczeń strukturalnych na macierz przejścia ukrytego łańcucha Markowa. Nakładają natomiast strukturę na badane zmienne, uwzględniając w tym regułę bieżącego zachowania banku centralnego (M , R), równanie rynku towarów (wszystkie zmienne), równanie popytu na pieniądź (M , R , y , P) oraz trzy równania sektora produkcji (zawierające kolejno: 1. tylko y , 2. y oraz P , 3. y , P oraz U). Zatem analizowany przez autorów model jest modelem strukturalnym wektorowej autoregresji (w skrócie *SVAR*).

Z opisanej powyżej pracy płynie kilka ciekawych wniosków, które wykorzystamy w niniejszej analizie. Po

¹pol. *przełączeń markowskich* lub *ukrytego łańcucha Markowa*

²Dokładny opis matematyczny modelu znajduje się w Sekcji (1.4.2)

pierwsze, najlepsze modele uzyskane przez autorów to modele uwzględniające zależność od reżimów jedynie w strukturze wariancji błędów losowych – macierze parametrów autoregresji są niezależne od reżimu. Po drugie, najlepsze modele uzyskane zostały dla liczby reżimów od 7 do 10, zaś wnioski z nich płynące były do siebie zbliżone. Po trzecie, liczba opóźnień w najlepszych modelach była równa 13. Po czwarte, autorzy zwracają uwagę na model z czterema reżimami i dopuszczalną zależnością od reżimów w parametrach strukturalnych polityki pieniężnej. Model ten był gorzej dopasowany od wyżej wspomnianych, lecz okazał się znacząco lepszy od wszystkich pozostałych modeli z zależnością współczynników autoregresji od reżimów. Model ten odzwierciedla zmianę w sposobie prowadzenia polityki pieniężnej przez FED po roku 1960. Ponadto, według autorów prawdopodobieństwa znajdowania się w określonym reżimie w danym czasie do pewnego stopnia oddają sposoby prowadzenia polityki monetarnej przez słynnych przewodniczących FED: Arthura Burnsa, Paula Volckera i Alana Greenspana. Warto w tym miejscu nadmienić, że omówione powyżej wnioski z tej pracy służą innym autorom do uzasadnienia wyboru modelu (patrz np. [12]).

Podobna analiza przeprowadzona jest w pracy Sims C., Waggoner D., Zha T. [17]. Głównym celem pracy jest usystematyzowanie wiadomości na temat modeli MS-VAR z ograniczeniami na macierz przejścia ukrytego łańcucha Markowa. Przykładowo, ograniczenia te można interpretować jako trwałe zmiany reżimów. Autorzy pokazują, że pod pewnymi dodatkowymi założeniami nałożenie ograniczeń nie zmienia typów rozkładów a posteriori parametrów w macierzy przejścia niepodlegających ograniczeniom. Analizują model SVAR z wykorzystaniem logarytmu PKB, stopy inflacji oraz stopy procentowej FED dla USA.

1.2.1. Metody estymacji

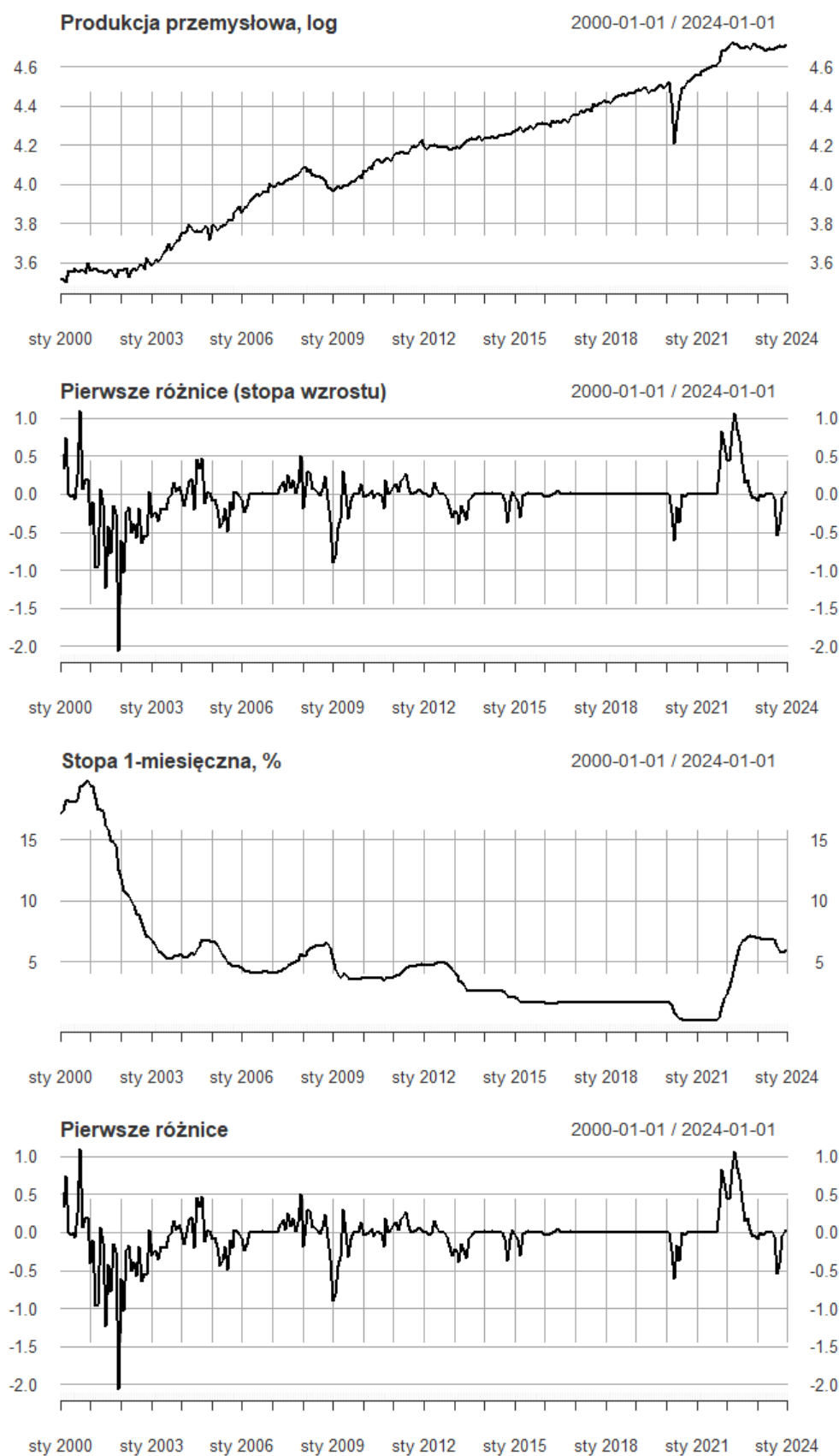
1.3. Opis danych

Postępując w sposób zbliżony do prac [18] [17], analizować będziemy następujące zmienne:

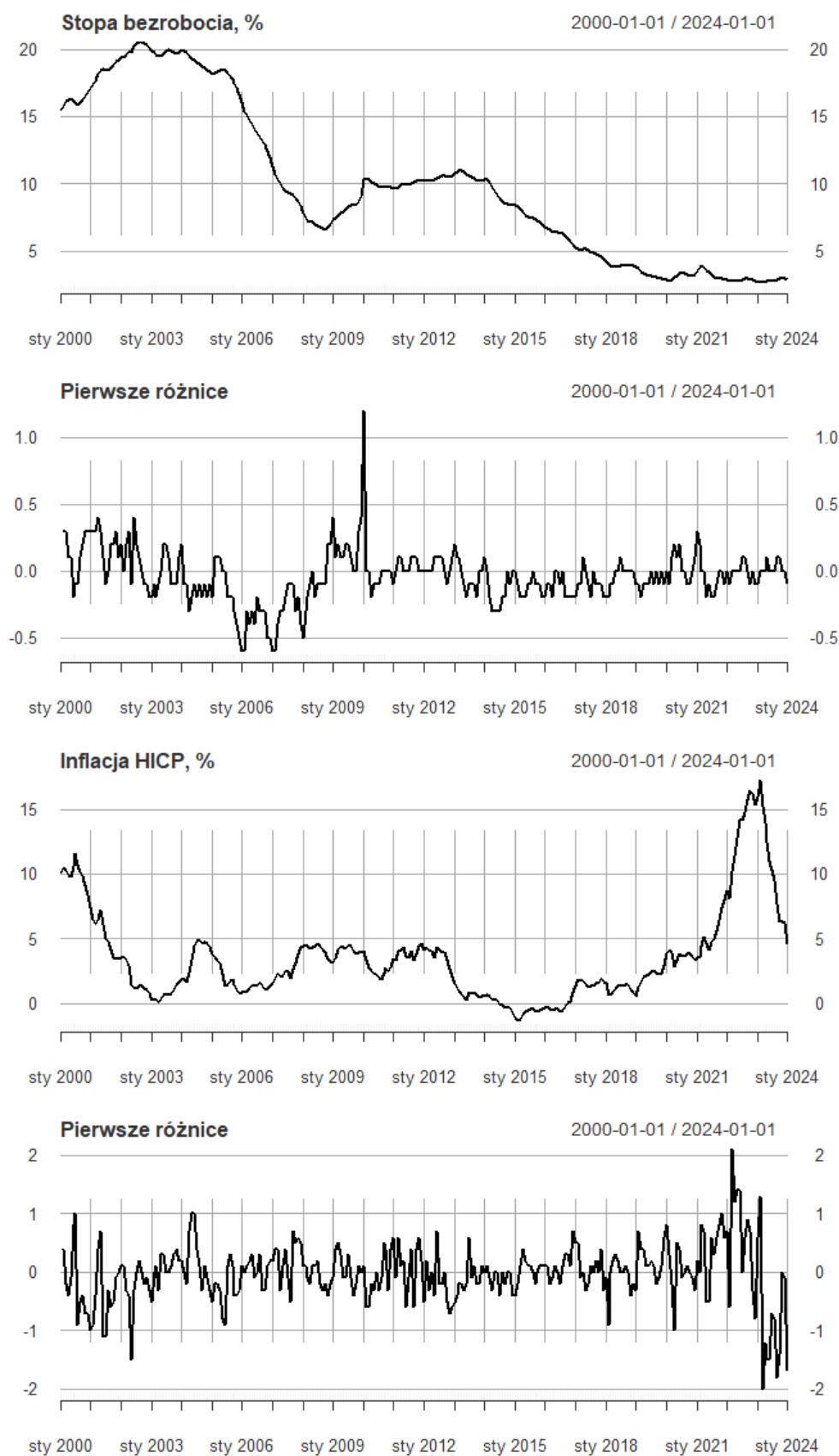
- indeks produkcji w przemyśle (y) [4],
- stopę procentową 1-miesięczną (r) [3],
- stopę bezrobocia (u) [5],
- stopa inflacji (π). Używamy zharmonizowanego indeksu cen konsumpcyjnych HICP [2],
- agregat monetarny M2 (m) [14].

Cztery pierwsze zmienne zostały pobrane z bazy danych Eurostat, ostatnia – ze strony Narodowego Banku Polski. Zgodnie z podejściem powszechnym w literaturze, zmienne y oraz m zostały zlogarytmowane, reszta zmiennych wyrażona jest w procentach.

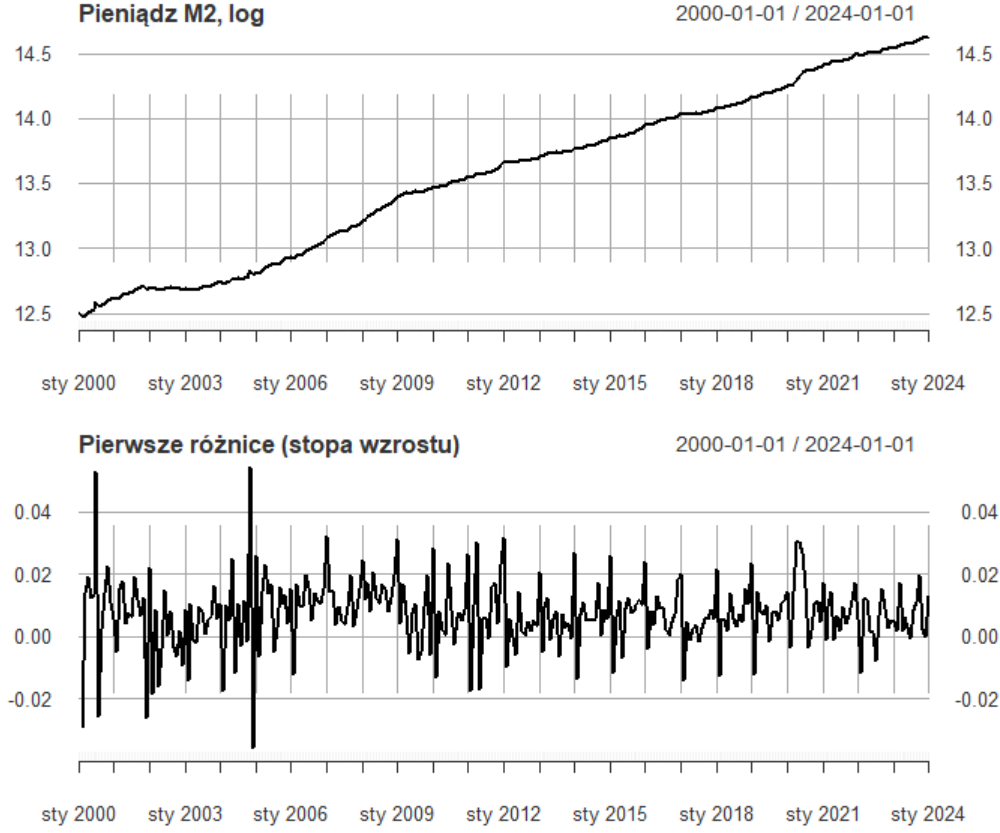
Do analizy wykorzystujemy dane za okres od 01.01.2000 do 01.01.2024. Wybór dat wynika z faktu, że jest to maksymalny okres, w którym dostępne są pełne dane na temat wszystkich analizowanych zmiennych. Wykorzystanie danych miesięcznych daje w rezultacie 289 obserwacji. Poniżej prezentujemy wykresy każdej ze zmiennych oraz jej pierwszych różnic.



Rysunek 1.1: Wykresy zmiennych $\log(y_t)$, $\Delta(\log(y_t))$ oraz r_t , $\Delta(r_t)$



Rysunek 1.2: Wykresy analizowanych zmiennych: $u_t, \Delta(u_t)$ oraz $\pi_t, \Delta(\pi_t)$



Rysunek 1.3: Wykresy $\log(m_t)$ oraz $\Delta(\log(m_t))$

1.4. Opis modelu

Niech \mathbf{Y}_t oznacza wektor obserwacji z chwili t , tj.:

$$\mathbf{Y}_t = \begin{bmatrix} y_t \\ r_t \\ u_t \\ \pi_t \\ m_t \end{bmatrix} \in \mathbb{R}^5$$

1.4.1. Klasyczny model wektorowej autoregresji (VAR)

W klasycznym K -wymiarowym modelu $VAR(p)$ ze stałą $\mu \in \mathbb{R}^K$, deterministycznymi regresorami $\mathbf{D}_t \in \mathbb{R}^K$ oraz p opóźnieńmi rozważamy równanie

$$\mathbf{Y}_t = \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i \mathbf{Y}_{t-i} + \mathbf{C} \mathbf{D}_t + \mu + \mathbf{u}_t \quad (1.1)$$

gdzie $\mathbb{R}^K \ni \mathbf{u}_t \sim \mathcal{N}(0, \Sigma_{\mathbf{u}})$. Macierz $\Sigma_{\mathbf{u}} \in \mathbb{R}^{K \times K}$ jest symetryczna i dodatnio określona, zaś $\mathbf{A}_i, \mathbf{C} \in \mathbb{R}^{K \times K}$ są macierzami nieznanymi parametrów. Celem takiego modelu jest estymacja macierzy \mathbf{A}_i , macierzy \mathbf{C} , wektora μ oraz błędu losowego \mathbf{u}_t . W naszej analizie mamy $K = 5$, zaś wyborowi p poświęcimy osobną sekcję.

Równanie (1.1) można zapisać z wykorzystaniem wielomianu opóźnień $\mathbf{A}(L) := \mathbf{I} - \mathbf{A}_1 L - \dots - \mathbf{A}_p L^p$ jako:

$$\mathbf{A}(L)\mathbf{Y}_t = \mathbf{C}\mathbf{D}_t + \boldsymbol{\mu} + \mathbf{u}_t \quad (1.2)$$

Założenia modelu

Należy w tym miejscu podać niezbędne założenia modelu VAR. Są to:

1. stabilność – wielomian $w(z) := \det(\mathbf{A}(z)) = \det(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 z - \dots - \mathbf{A}_p z^p)$ spełnia $w(z) \neq 0$ dla liczb zespolonych $|z| < 1$. Ponadto, jeśli $z = 1$ jest pierwiastkiem $w(z)$, oznacza to, że jedna lub więcej zmiennych w modelu jest niestacjonarna. Stabilność modelu oznacza, że proces \mathbf{Y}_t jest stacjonarny: z niezależną od czasu średnią oraz strukturą wariancji-kowariancji,
2. nieskorelowanie reszt - zakładamy, że $\mathbb{E}[\mathbf{u}_t \mathbf{u}_s'] = 0$ dla $t \neq s$,
3. brak heteroskedastyczności reszt - zakładamy, że dla każdego t jest $\mathcal{N}(0, \boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{u}})$, czyli macierz kowariancji nie zależy od czasu.

Założenia te należy sprawdzić po zakończeniu estymacji modelu VAR.

1.4.2. Model Markov-switching VAR (MS-VAR)

W modelu MS-VAR rozważamy modyfikację klasycznego VAR poprzez dołączenie zależności parametrów od nieznanych i nieobserwowanych zmiennych S_t oznaczających reżimy. W ogólności, gdy bierzemy pod uwagę m reżimów, mamy $S_t \in \{1, \dots, m\}$. Równanie ogólne modelu $MS - VAR(p)$ to:

$$\mathbf{Y}_t = \sum_{i=1}^p \mathbf{A}_i(S_t) \mathbf{Y}_{t-i} + \mathbf{C}(S_t) \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\mu}(S_t) + \mathbf{u}_t$$

gdzie $\mathbf{u}_t \sim \mathcal{N}(0, \boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{u}})(S_t)$. Jako rezultat estymacji takiego modelu, dla każdego z m reżimów z osobna dostajemy odrębny zestaw parametrów.

Przykładowo, rozważmy model z jednym opóźnieniem $MS - VAR(1)$ oraz dwoma możliwymi reżimami $S_t \in \{1, 2\}$. Wówczas w wyniku estymacji takiego modelu dostaniemy dwa zestawy parametrów – osobno dla reżimu 1: macierz $\mathbf{A}_1(1)$, macierz $\mathbf{C}(1)$, wektor dryfu $\boldsymbol{\mu}(1)$ oraz macierz kowariancji błędu losowego $\boldsymbol{\Sigma}_{\mathbf{u}}(1)$ oraz analogiczny zestaw dla reżimu 2.

W celu estymacji takiego modelu, niezbędne jest przyjęcie pewnych założeń na temat ukrytych zmiennych S_t . W modelu Markov-switching zakłada się, że zmienne te tworzą jednorodny łańcuch Markowa, nieprzywiedlny i nieokresowy – zatem posiadający rozkład stacjonarny:

$$\boldsymbol{\pi} = \begin{bmatrix} \pi(1) \\ \vdots \\ \pi(m) \end{bmatrix}$$

gdzie $\sum_{i=1}^m \pi(i) = 1$. Z racji na ogólną tematykę tej pracy, nie będziemy podawać w tym miejscu definicji powyższych pojęć. W tym celu odsyłamy do znakomitego skryptu prof. A. Osękowski [13]. Założenie posiadania przez łańcuch (S_t) rozkładu stacjonarnego jest kluczowy dla estymacji modelu z wykorzystaniem metody Markov Chain Monte Carlo (MCMC).

Rozdział 2

Estymacja modelu

Rozdział 3

Wyniki

Bibliografia

- [1] Flint Brayton, Eileen Mauskopf, David L. Reifschneider, Peter A. Tinsley, and John Williams. The role of expectations in the FRB/US macroeconomic model. *Federal Reserve Bulletin*, 83(Apr):227–245, April 1997.
- [2] Eurostat. Hicp - monthly data (annual rate of change), 2022. https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/product/page/PRC_HICP_MANR.
- [3] Eurostat. Money market interest rates - monthly data, 2022. https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/product/page/IRT_ST_M.
- [4] Eurostat. Production in industry - monthly data, 2022. https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/product/page/STS_INPR_M.
- [5] Eurostat. Unemployment by sex and age – monthly data, 2022. https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/product/page/UNE_RT_M.
- [6] James D. Hamilton. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2):357–384, 1989.
- [7] Chang-Jin Kim. Dynamic linear models with markov-switching. *Journal of Econometrics*, 60(1–2):1–22, Jan 1994.
- [8] Chang-Jin Kim, Charles Nelson, and Richard Startz. Testing for mean reversion in heteroskedastic data based on gibbs-sampling-augmented randomization. *Journal of Empirical Finance*, 5(2):131–154, 1998.
- [9] Hans-Martin Krolzig. *Markov-switching vector autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and application to business cycle analysis*. Springer, 1997.
- [10] Ulrike Malmendier, Stefan Nagel, and Zhen Yan. The making of hawks and doves. *Journal of Monetary Economics*, 117:19–42, Jan 2021.
- [11] N. Gregory Mankiw. *Macroeconomics*. Worth Publishers, 2010.
- [12] Kjartan Kloster Osmundsen, Tore Selland Kleppe, and Atle Oglend. Mcmc for markov-switching models—gibbs sampling vs. marginalized likelihood. *Communications in Statistics - Simulation and Computation*, 50(3):669–690, Jan 2019.
- [13] Adam Osekowski. *Rachunek prawdopodobieństwa II*. Uniwersytet Warszawski, 2011. <https://mst.mimuw.edu.pl/lecture.php?lecture=rp2>.
- [14] Narodowy Bank Polski, Aug 2023. <https://nbp.pl/statystyka-i-sprawozdawczosc/statystyka-monetarna-i-finansowa/miary-pieniadza-i-indeksy-divisia/>.
- [15] Narodowy Bank Polski. Internetowy serwis informacyjny, Apr 2024. <https://nbp.pl/o-nbp/>.

- [16] Christina D. Romer and David H. Romer. The fomc versus the staff: Where can monetary policymakers add value? *American Economic Review*, 98(2):230–35, May 2008.
- [17] Christopher A. Sims, Daniel F. Waggoner, and Tao Zha. Methods for inference in large multiple-equation markov-switching models, Oct 2008.
- [18] Christopher A. Sims and Tao Zha. Were there regime switches in u.s. monetary policy? Working Paper 2004-14, Atlanta, GA, 2004.