

R A P O R T Y      C A S E  
C A S E      R E P O R T S

*Centrum Analiz  
Społeczno-Ekonomicznych*



*Center for Social  
and Economic Research*

## **Alternatywne strategie dezinflacji**

**Praca zbiorowa pod redakcją**

**Andrzeja Wojtyny**

*Warszawa, 1999*

*nr 32*

Prezentowane w serii „Raporty CASE” stanowiska merytoryczne wyrażają poglądy Autorów i niekoniecznie są zbieżne z oficjalnym stanowiskiem CASE - Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych.

Publikacja została przygotowana w ramach projektu "Sustaining Growth through Reform Consolidation" nr 181-A-00-97-00322 finansowanego przez Amerykańską Agencję do Spraw Rozwoju Międzynarodowego (USAID) i Fundację CASE.

DTP: CeDeWu – Centrum Doradztwa i Wydawnictw "Multi-Press" Sp. z o.o.

Opracowanie graficzne – Agnieszka Natalia Bury

© CASE – Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych, Warszawa 1999  
Wszelkie prawa zastrzeżone.  
Zabronione jest kopiowanie, przetwarzanie i rozpowszechnianie w jakimkolwiek celu i postaci bez pisemnej zgody autora i wydawcy.

ISSN 1506-1647 ISBN 83-7178-191-1

Wydawca:  
CASE – Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych  
ul. Sienkiewicza 12, 00-944 Warszawa  
tel.: (48 22) 622 66 27, 828 61 33  
fax (48 22) 828 60 69  
e-mail: case@case.com.pl

## Spis treści

<b>Wstęp – Andrzej Wojtyna</b> .....	<b>7</b>
<b>Rozdział 1. Andrzej Wojtyna – Koszty dezinflacji</b> .....	<b>11</b>
1.1. Uwagi wstępne .....	11
1.2. Teoretyczny wymiar dezinflacji .....	13
1.3. Wyniki badań empirycznych .....	18
1.4. Problem nieliniowości w wymienności między produkcją a inflacją .....	23
1.5. Niezależność banku centralnego a koszt dezinflacji .....	29
Bibliografia .....	31
<b>Rozdział 2. Przemysław Woźniak – Różne miary inflacji bazowej w Polsce w latach 1995–1998</b> .....	<b>33</b>
2.1. Wprowadzenie .....	33
2.2. Rozważania ogólne .....	34
2.3. Empiryczne rozkłady zmian cen w latach 1995–1998 .....	36
2.4. Średnie przycięte .....	40
2.4.1. Ujęcie intuicyjne .....	40
2.4.2. Poszukiwanie efektywnego obciążenia .....	41
2.5. Percentyle średniej próbki .....	41
2.5.1. Ujęcie intuicyjne .....	41
2.5.2. Poszukiwanie efektywnego percentyla .....	45
2.6. Średnie przycięte wg odchylenia standardowego .....	47
2.7. Średnie z wyłączeniami .....	50
2.7.1. Wyłączenia szerokich agregatów .....	50
2.7.2. Wyłączenia oparte na niestabilności .....	51
2.8. Podsumowanie i wnioski .....	52
Bibliografia .....	55
<b>Rozdział 3. Artur Radziwiłł – Scentralizowane rokowania płacowe a inflacja w Polsce</b> .....	<b>57</b>
3.1. Wstęp: Cele istnienia Komisji Trójstronnej .....	57
3.1.1. Płace a inflacja .....	57
3.1.2. Regulacja instytucjonalno-prawna .....	57
3.1.3. Szerokie poparcie dla reform .....	58
3.1.4. Struktura artykułu .....	59
3.2. Ramy analizy .....	59
3.2.1. Spirala cenowo-płacowa .....	59
3.2.2. Gra pomiędzy bankiem centralnym a pracownikami .....	61
3.2.3. Instytucjonalne aspekty rokowań płacowych .....	62

3.3. Komisja Trójstronna w Polsce . . . . .	.66
3.3.1. Działanie Komisji Trójstronnej . . . . .	.66
3.3.2. Partnerzy społeczni: specyfika polskiej Komisji Trójstronnej . . . . .	.68
3.3.3. Ustalenia Komisji Trójstronnej i ich realizacja . . . . .	.70
3.4. Ocena skuteczności działania Komisji Trójstronnej . . . . .	.72
3.4.1. Komisja Trójstronna i ograniczanie wzrostu płac . . . . .	.72
3.4.2. Nowoczesne stosunki przemysłowe . . . . .	.75
3.4.3. Komisja Trójstronna i poparcie dla reform . . . . .	.75
3.5. Podsumowanie . . . . .	.76
Bibliografia . . . . .	.78
Aneks. Związki zawodowe i centralizacja rokowań w krajach OECD (1988–1994) . . . . .	.79
<b>Rozdział 4. Wojciech Maliszewski – Badanie polityki monetarnej Polski metodą wektora autoregresji . . . . .</b>	<b>.81</b>
4.1. Wprowadzenie . . . . .	.81
4.2. Polityka monetarna w Polsce . . . . .	.81
4.2.1. Przegląd strategii antyinflacyjnej . . . . .	.81
4.2.2. Funkcjonowanie polityki monetarnej . . . . .	.82
4.3. Mierzenie efektów polityki monetarnej . . . . .	.83
4.4. Metodologia ekonometryczna i procedura oszacowania . . . . .	.84
4.5. Rezultaty i symulacje . . . . .	.85
4.5.1. Reakcje impulsowe na wstrząsy polityki . . . . .	.85
4.5.2. Test przyczynowości Grangera . . . . .	.86
4.5.3. Dekompozycja wariancji . . . . .	.89
4.6. Wnioski . . . . .	.90
Bibliografia . . . . .	.91
Załącznik . . . . .	.92

### **Andrzej Wojtyna**

Prof. Andrzej Wojtyna jest kierownikiem Katedry Makroekonomii Akademii Ekonomicznej w Krakowie. Jest pracownikiem Instytutu Nauk Ekonomicznych PAN oraz Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych w Warszawie oraz doradcą Ministra Finansów. Do obszaru jego zainteresowań badawczych należy rola państwa w gospodarce, współczesna myśl ekonomiczna, procesy transformacji w Europie Środkowo-Wschodniej oraz niezależność banku centralnego. Jest autorem licznych książek, opracowań naukowych i artykułów w czasopismach ekonomicznych wydanych w kraju i za granicą.

### **Wojciech Maliszewski**

Wojciech Maliszewski jest absolwentem wydziału ekonomii Uniwersytetu Sussex oraz Uniwersytetu Warszawskiego. Od roku 1997 pracuje jako asystent naukowy w Centrum Analiz Społeczno-Ekonomicznych CASE. W latach 1997–1998 uczestniczył w misji doradczej CASE w Rumunii. Obecnie studiuje na London School of Economics. Jego zainteresowania badawcze obejmują politykę monetarną i fiskalną w krajach Europy Środkowo-Wschodniej oraz ekonomię polityczną transformacji do gospodarki rynkowej.

### **Artur Radziwiłł**

Artur Radziwiłł jest absolwentem wydziałów ekonomii Uniwersytetu Sussex (Wielka Brytania) oraz Uniwersytetu Warszawskiego (I nagroda). W czasie studiów uczestniczył w czteroletnim kursie „Columbia Program” prowadzonym w ramach współpracy z Uniwersytetem Columbia (USA). Od 1998 jest pracownikiem naukowym Fundacji CASE, gdzie zajmuje się problematyką polityki makroekonomicznej w krajach przechodzących proces transformacji. W latach 1998 i 1999 pracował jako doradca rządu Mołdowy.

### **Przemysław Woźniak**

Przemysław Woźniak jest absolwentem Wydziału Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego. W latach 1995–1996 przebywał na stypendium Open Society Institute w University of Arizona, a w latach 1998–1999 na rocznym stażu na Georgetown University w Waszyngtonie. Dwukrotnie odbywał staże naukowe w Banku Światowym w Waszyngtonie. Z CASE związany jest od 1996 roku. Brał udział w wielu projektach badawczych i jest autorem kilku prac z dziedziny polityki makroekonomicznej, a w szczególności inflacji. Obecnie pracuje nad doktoratem.



**Andrzej Wojtyna**

## Wstęp

Chociaż w ostatnim czasie uwagę ekonomistów absorbuje w coraz większym stopniu problem "końca ery inflacji" i skutków deflacji, to dla krajów postkomunistycznych dalsza dezinflacja pozostaje jednym z najważniejszych celów procesu transformacji. Wraz ze schodzeniem na coraz niższy poziom inflacji realizacja tego celu staje się jednak trudniejsza przede wszystkim ze względu na działanie mechanizmów inercyjnych. W tej sytuacji pojawia się niebezpieczeństwo, że wśród polityków i w opinii publicznej zacznie umacniać się przekonanie o niewielkiej szkodliwości inflacji na poziomie ok. 10% rocznie.

W Polsce, która w sposób dosyć konsekwentny realizowała program reform systemowych, dezinflację udawało się osiągać przy stosunkowo wysokim wzroście gospodarczym. Wynikało to stąd, że wpływ reform systemowych można traktować łącznie jako bardzo silny, korzystny szok przesuwający krzywą zagregowanej podaży w prawo. Nie należy jednak na tej podstawie formułować pochopnie mało precyzyjnej opinii, że w takich warunkach z procesem dezinflacji nie łączą się żadne koszty. Krótkookresowej wymiennosci między produkcją i bezrobociem a inflacją nie da się całkowicie wyeliminować: koszt dezinflacji występuje nadal, tyle że w postaci różnicy między rzeczywistym tempem wzrostu, a tym które mogłoby zostać potencjalnie osiągnięte bez dezinflacji [1]. Koszty dezinflacji stają się zdecydowanie bardziej wyraźne, gdy tempo wzrostu ulega spowolnieniu z powodu zewnętrznego szoku popytowego, tak jak to się stało w wyniku kryzysu w Rosji. Jest zrozumiałe, że wówczas stanowiska w kwestii konieczności kontynuowania dezinflacji ulegają polaryzacji, a dyskusja wokół pożądanego jej tempa i najlepszych narzędzi nasila się. Jest czymś naturalnym, że w takiej sytuacji niektórzy politycy proponują rozwiązania z kręgu populizmu makroekonomicznego, czemu sprzyja niekompletność wiedzy i dosyć niski poziom edukacji ekonomicznej.

W wyniku prowadzonych badań w ostatnich latach znacznie poprawił się stan wiedzy teoretycznej i empirycznej na temat inflacji i dezinflacji w krajach postkomunistycznych. Wystarczy wspomnieć o opracowaniach zawartych w tomie konferencyjnym pod redakcją C. Cottarelliego i G. Szapary'ego oraz powstałych w wyniku projektu kierowanego przez M. Dąbrowskiego [2]. Nadal jednak wiedza pozostaje w dużym stopniu niekompletna. Bardzo mało wiadomo przede wszystkim na temat relatywnego znaczenia różnych kanałów transmisji impulsów monetarnych, co bardzo utrudnia wybór właściwej kombinacji polityki makroekonomicznej. Brak odpowiednio długich szeregów czasowych silnie ogranicza możliwość oszacowania takich podstawowych wielkości, jak naturalna stopa bezrobocia czy produkt potencjalny. Niełatwo jest też odpowiedzieć bardziej precyzyjnie na pytanie, w jaki sposób pewne zachowania podmiotów gospodarczych odziedziczone po poprzednim systemie przekładają się na inercję inflacyjną (jest to zarazem pytanie o specyficzne cechy inflacji i dezinflacji w krajach postkomunistycznych). Równie słabo rozpoznana jest ekonomia polityczna dezinflacji w tych krajach. Przy tylu "białych plamach" bardzo trudno jest też ocenić, które z dostępnych rozwiązań instytucjonalnych w największym stopniu sprzyja skutecznej dezinflacji. Czy słuszne było na przykład przejście NBP na strategię bezpośrednich celów inflacyjnych? Czy celowe jest jak najszybsze odejście od pełzającej dewaluacji, czy też ważniejszą rolę w przełamaniu inercji oczekiwań inflacyjnych może raczej odegrać lepiej funkcjonujący system rokowań płacowych? Czy koncepcja jednostronnego przejścia Polski na euro może być jedynie traktowana jako prowokacja intelektualna czy też jest to realistyczna strategia pozwalająca obniżyć koszty dostosowań?

Szukanie odpowiedzi na te i inne ważne pytania dotyczące różnych aspektów procesu dezinflacji będzie trwało

[1] Z drugiej strony wyższa inflacja oddziałuje negatywnie na długookresowy trend produkcji, chociaż empiryczny zakres tego oddziaływania pozostaje przedmiotem kontrowersji.

[2] "Moderate Inflation. The Experience of Transition Economies", IMF/National Bank of Hungary, Washington 1998; "Disinflation, Monetary Policy and Fiscal Constraints", Raporty CASE, marzec 1999.

jeszcze długo i będzie wymagało intensywnych badań teoretycznych i empirycznych. Biorąc pod uwagę ilość "białych plam" w naszej wiedzy na temat dezinflacji, niniejszy projekt postawił sobie jedynie skromne zadania, tym bardziej, że miał on charakter komplementarny w stosunku do rozległych badań przeprowadzonych również w Fundacji CASE przez zespół kierowany przez prof. Marka Dąbrowskiego. Ze względu na te uwarunkowania, w niniejszym projekcie zdecydowano się na dwutorowość prac. Z jednej strony celem stało się przygotowanie opracowania o charakterze przeglądowym, które w sposób możliwie najbardziej obiektywny przedstawiłoby stan wiedzy teoretycznej i empirycznej na temat kosztów dezinflacji. Punktem wyjścia było dosyć nieskromne założenie, że tego typu opracowanie może w jakiś sposób wpłynąć na dyskurs publiczny pokazując, jak skomplikowany jest proces dezinflacji i jak istotne jest dlatego unikanie radykalnych i rzekomo łatwych recept w polityce makroekonomicznej (opracowanie A. Wojtyny). Z drugiej strony, celem było poszerzenie stanu naszej wiedzy empirycznej na temat niektórych bardzo ważnych aspektów procesu inflacji i dezinflacji w Polsce (opracowania P. Woźniaka, A. Radziwiłła i W. Maliszewskiego).

W swoim opracowaniu A. Wojtyna wychodzi od pewnych nowych zjawisk w gospodarce światowej, które mają istotne implikacje dla dyskusji na temat kosztów oraz korzyści inflacji i dezinflacji. Zalicza do nich realność zagrożeń wynikających z deflacji, utrzymywanie się w niektórych krajach niskiej inflacji przy jednocześnie niższym poziomie bezrobocia oraz kryzys azjatycki. Wskazuje również na pewne nowe tendencje w badaniach, które zostały bliżej naświetlone w dalszych częściach opracowania. W części drugiej autor przedstawia teoretyczne kontrowersje wokół problemu kosztów dezinflacji. Pokazuje w niej, że w ostatnich latach nastąpiło znaczące zbliżenie poglądów głównych szkół na temat krótkookresowej wymienności między produkcją i bezrobociem a inflacją i że nie towarzyszy temu podobna tendencja w odniesieniu do długookresowej krzywej Phillipsa. Okazuje się jednak, że na gruncie teoretycznym trudno jest wyjaśnić występowanie kosztów dezinflacji, szczególnie przy założeniu racjonalnych oczekiwań. Przytacza dlatego wynik uzyskany przez L. Balla sugerujący, że wyjaśnienie to staje się bardziej przekonujące dopiero przy równoczesnym uwzględnieniu elementów nowej ekonomii klasycznej (rola wiarygodności) i nowej ekonomii keynesistowskiej (nierównoczesność kontraktów płacowych). To z kolei wymaga przybliżenia czytelnikowi również innych analiz próbujących uzasadnić koszty dezinflacji występujące na poziomie makroekonomicznym zachowaniami podmiotów gospodarczych. Z punktu widzenia polskich realiów szczególnie istotne wydają się te przytoczone kierunki dyskusji teoretycznej, które dotyczą kosztów schodzenia z i tak już niskiego poziomu inflacji.

W części drugiej opracowania A. Wojtyny omówione są wyniki badań empirycznych. Pierwszy z najważniejszych

nurtów koncentruje się na próbie określenia, w jakim stopniu nachylenie krzywej Phillipsa zależy od zmienności zregulowanego popytu (hipoteza Lucasa), a w jakim od przeciętnego poziomu inflacji (hipoteza Balla, Mankiwa i Romera). Drugi podstawowy nurt dotyczy prób oszacowania tzw. współczynnika wyrzeczenia (*sacrifice ratio*).

Część trzecia poświęcona jest jednemu z najważniejszych w latach 90. kierunków badań nad kosztami dezinflacji, który ukierunkowany jest na określenie, jaki wpływ na koszty dezinflacji ma asymetryczny (nieliniowy) charakter krzywej Phillipsa. Uwzględniono m.in. propozycję teoretyczną i empiryczną zgłoszoną przez Filardo, polegającą na przyjęciu takiej jej specyfikacji, w której w jednym obszarze może się ona cechować wypukłością, a w drugim – wklęsłością. Dzięki temu możliwe jest wyjaśnienie, dlaczego w badaniach nad nieliniowością krzywej Phillipsa uzyskiwano sprzeczne rezultaty. Wreszcie część czwarta dotyczy zaskakujących wyników uzyskanych w badaniach nad wpływem niezależności banku centralnego na koszty dezinflacji. Okazuje się mianowicie, że coraz silniejsze są dowody wskazujące, że czynnik ten nie tylko nie przyczynia się do obniżenia kosztów dezinflacji, ale nawet podwyższa go. Wyniki te wskazują na konieczność poszukiwania innego niż rola wiarygodności kanału oddziaływania, który wyjaśniłby ujemną korelację między stopniem niezależności banku centralnego a poziomem inflacji. Badania nie potwierdzają też, jak dotąd, pozytywnego wpływu przejścia na strategię bezpośredniego celu inflacyjnego jako czynnika obniżającego koszty dezinflacji.

Opracowanie P. Woźniaka było inspirowane brakiem wiedzy na temat kształtowania się w Polsce inflacji bazowej, bez czego niezwykle trudno jest prowadzić politykę pieniężną. Możliwość rozróżnienia między inflacją bazową a rejestrowaną (oficjalnie publikowaną) staje się wręcz niezbędna, gdy bank centralny przyjmuje strategię bezpośredniego celu inflacyjnego. Z tego punktu widzenia za zaskakujące należy uznać to, że przejścia przez NBP na strategię bezpośredniego celu inflacyjnego nie poprzedziło rozpoczęcie publikowania danych dotyczących inflacji bazowej.

Tekst P. Woźniaka jest pierwszym opublikowanym opracowaniem na temat inflacji bazowej w Polsce. W pierwszej jego części autor wyjaśnia sens tego pojęcia oraz jego znaczenie dla oceny sytuacji makroekonomicznej i tym samym – dla zaleceń pod adresem polityki ekonomicznej. Podkreśla, że celem konstruowania tego typu wskaźnika jest dążenie do odseparowania presji inflacyjnej o charakterze popytowym od jednorazowych szoków wywodzących się z popytowej strony gospodarki; dzięki temu m.in. łatwiejsza staje się bardziej precyzyjna ocena odpowiedzialności banku centralnego za podejmowane decyzje. W części drugiej, nawiązującej do badań prowadzonych za granicą, proponuje ramy analityczne przydatne w badaniu inflacji bazowej w Polsce. Prowadzą one do czterech alternatywnych technik liczenia inflacji bazowej: (1) metody polegającej na wyłączeniu z indeksu określonych kategorii dóbr i usług, (2)



dwóch wariantów metody średniej przyciętej (*trimmed means*) oraz (3) metody percentyli. W kolejnych częściach, na podstawie danych dotyczących kształtowania się cen w Polsce w okresie 1995:I – 1998:7, autor porównuje wartości poszczególnych mierników (obliczonych dla częstości miesięcznych, kwartalnych i rocznych) z ruchomą 24-miesięczną średnią wartością wskaźnika cen konsumpcyjnych, traktowaną jako odpowiednik inflacji bazowej. Uzyskane wyniki autor uznaje za dosyć zaskakujące. Okazuje się bowiem, że najlepsze rezultaty dała metoda najmniej wyszukana – oparta na wyłączeniu określonych kategorii, co jest niezgodne z podobnymi badaniami odnoszącymi się do gospodarki amerykańskiej. W zakończeniu autor wskazuje na konieczność ostrożnego interpretowania uzyskanych rezultatów i celowość dalszych badań.

W badaniach nad skutecznością dezinflacji wiele miejsca poświęca się uwarunkowaniom związanym z instytucjonalnymi ramami, w jakich przebiegają rokowania płacowe. Uważa się, że ramy te mogą być ważną determinantą utrzymującej się w gospodarce inercji oczekiwań inflacyjnych. Jak dotąd, wiemy bardzo niewiele na temat wpływu przyjętych w Polsce rozwiązań na dynamikę dezinflacji. Lukę tę próbuje wypełnić swym opracowaniem A. Radziwiłł. Składa się ono z czterech głównych części. W pierwszej części autor omawia trzy główne powody powołania Komisji Trójstronnej. Część druga, o charakterze teoretycznym, przedstawia trzy dominujące w literaturze przedmiotu podejścia, które są przydatne w ocenie działalności Komisji Trójstronnej. Pierwsze podejście kładzie nacisk na rolę indeksacji i spirali płacowo-cenowej w kształtowaniu się kosztów dezinflacji. Drugie podejście wywodzi się z modelu Barro i Gordona, który pozwala traktować relacje między władzami monetarnymi a sektorem prywatnym w kategoriach interakcyjnej teorii decyzji (teorii gier). Trzecie wreszcie podejście nawiązuje do interesującej, toczącej się już od ponad dziesięciu lat, dyskusji wokół hipotezy Calmforsa-Driffila dotyczącej makroekonomicznych konsekwencji scentralizowanego i zdecentralizowanego modelu rokowań płacowych.

W części trzeciej A. Radziwiłł przedstawia regulację prawną i praktykę działania Komisji Trójstronnej. Zastosowana analiza regresji pokazuje m.in., że przyjęte w rokowaniach ustalenia są ważniejsze dla wzrostu płac niż stopa inflacji. Prowadzi to autora do sformułowania ostrożnego wniosku, że może to świadczyć o pozytywnej roli Komisji Trójstronnej w procesie kształtowania wzrostu płac. Za zaskakujące należy jego zdaniem uznać to, że efekt ten jest podobny w przypadku sektora prywatnego i publicznego. Pełniejszej ocenie działalności Komisji poświęcona jest część czwarta opracowania, w której jej poszczególne aspekty analizowane są przez pryzmat wyróżnionych wcześniej stanowisk teoretycznych. W podsumowaniu autor dochodzi do ogólnego wniosku, że Komisja mogła być instrumentem przydatnym w obniżaniu oczekiwań inflacyjnych, jednak polityka rządu doprowadziła do utraty wiarygodności prowadzonych w jej ramach negocjacji. Uważa też, że Komisja odegrała pozytywną rolę

w kanalizowaniu doraźnych konfliktów, natomiast niewielką – w realizacji zasadniczych zmian systemowych (podobnie zresztą jak w przypadku kryzysu rosyjskiego).

Raport zamyka opracowanie W. Maliszewskiego, w którym autor wykorzystuje model wektorowej autoregresji do przeanalizowania roli polityki pieniężnej w procesie dezinflacji w Polsce. Akcent położony jest na wpływ szoków wynikających z prowadzonej polityki. W części pierwszej przedstawiona jest ewolucja polityki pieniężnej w Polsce będąca odzwierciedleniem przede wszystkim zmieniających się uwarunkowań fiskalnych i wielkości napływającego kapitału zagranicznego. W drugiej części omówione są trudności pomiaru charakteru prowadzonej polityki pieniężnej. Punktem wyjścia jest zwrócenie uwagi na słabość tradycyjnego podejścia związana z wykorzystywaniem w tym celu zmian w agregatach pieniężnych. Słabość ta polega na tym, że zachowanie agregatów pieniężnych pozostaje pod wpływem nie tylko polityki, ale i innych czynników. Dlatego w ostatnim okresie w badaniach empirycznych podejmuje się próby bardziej bezpośredniej oceny skutków zmian prowadzonej polityki, które pozwalają oddzielić od siebie obydwie efekty. Obok podejścia opisowego (*narrative approach*) stosuje się podejście wykorzystujące metodę wektorowej autoregresji (VAR). Następnie autor przechodzi do prezentacji równań składających się na model gospodarki. W części trzeciej zaprezentowane są wykorzystane w badaniu metody ekonometryczne oraz procedura estymacji. Model uwzględniający cztery zmienne (produkcję przemysłową, wskaźnik cen konsumpcyjnych, stopę rynku pieniężnego i kurs walutowy) został poddany estymacji na podstawie obserwacji miesięcznych odnoszących się do okresu styczeń 1993 r. – kwiecień 1999 r. Wyniki omówione są w części czwartej. Na uwagę zasługuje przede wszystkim stwierdzony silny związek przyczynowy biegnący od kursu walutowego do wskaźnika cen konsumpcyjnych. Testy przyczynowości wskazują jednocześnie na ograniczoną przydatność stóp procentowych w przewidywaniu zachowań produkcji przemysłowej i inflacji.

W zakończeniu autor konkluduje, że uzyskane wyniki nie natrafiają na trudności interpretacyjne i są spójne z teorią ekonomii. Podkreśla też znaczenie wniosku dotyczącego kursu walutowego – uważa, że dowodzi on istotnego wpływu systemu pełzającej dewaluacji i pasma wahań na uporczywe utrzymywanie się w Polsce umiarkowanej inflacji. Z drugiej strony, autor wskazuje na trudności w ocenie przewidywanych skutków polityki opartej na stopie procentowej.

Jak wspomniano, w krajach postkomunistycznych występuje wiele aspektów procesu dezinflacji, które nie doczekały się w badaniach należytego naświetlenia. W odniesieniu do warunków polskich bardzo pilne wydaje się przede wszystkim przeprowadzenie wnikliwej analizy przyczyn i charakteru boomu kredytowego oraz relatywnego znaczenia kanału kursu walutowego i kanału zagregowanego popytu w oddziaływaniu zmian stóp procentowych na bilans obrotów bieżących.



Andrzej Wojtyna

## Rozdział I.

### Koszty dezinflacji

*"I like the idea of going from 3% to 0% inflation, but the big thing is going from 13% to 3%."*

Robert E. Lucas

*"The difficulty of our job (further disinflation) resembles a vacuum pump: while it is relatively easy for this device to exhaust the first 90 per cent of the air, most of the effort is spent exhausting the remainder."*

Josef Tosovsky

*"Inflation reduction does not come from ceremonious in-cantations of the central bank."*

Rudiger Dornbusch

#### I.1. Uwagi wstępne

Ekonomiści są raczej zgodni co do tego, że umiarkowana inflacja jest lepsza od wysokiej, a niska lepsza od umiarkowanej. Już jednak poważne kontrowersje budzi kwestia, czy inflacja zerowa jest lepsza od niskiej. Co więcej, argumenty teoretyczne przeciwko inflacji są znacznie bardziej przekonujące niż wnioski z badań empirycznych. Chociaż te ostatnie wydają się coraz bardziej potwierdzać tezę, że niska inflacja jest korzystna dla wzrostu gospodarczego [1], to nadal przedmiotem sporów pozostaje poziom, od którego jej negatywne skutki zaczynają wyraźnie rosnać. Dlatego w dużej mierze aktualna jest ciągle paradoksalna sytuacja polegająca na tym, że "politycy gospodarczy i inni poświęcają łagodnej (*mild*) inflacji nieproporcjonalnie dużo uwagi w porównaniu z kosztami, jakie ona wywołuje" [Solow 1998, s.89]. Patowa sytuacja polega na tym, że chociaż nikomu nie udało się wykazać, że umiarkowana inflacja sprzy-

ja wzrostowi gospodarczemu, to z drugiej strony brak jest jednoznacznych dowodów empirycznych, że inflacja niższa od mniej więcej 10% oddziałuje nań negatywnie. Perspektywa przełamania tej patowej sytuacji wiąże się m.in. z badaniami nad alokacyjnymi kosztami niskiej inflacji (związanymi głównie ze zniekształceniem systemu podatkowego pod nieobecność indeksacji), które w przeszłości były prawdopodobnie znacząco zaniżane [2].

Koszty inflacji budziłyby oczywiście dużo mniej kontrowersji, gdyby nie koszty dezinflacji, które należy im przeciwstawić. Problem polega przede wszystkim na tym, że te dwie grupy kosztów nie jest łatwo ze sobą porównywać, ponieważ rozkład w czasie kosztów i korzyści jest w obydwu przypadkach odmienny. Koszty niskiej lub umiarkowanej inflacji dają o sobie wyraźnie znać dopiero w długim okresie [szerzej Hess i Morris, 1996], natomiast koszty dezinflacji w postaci recesji lub spowolnienia tempa wzrostu pojawiają się bardzo szybko. Z tego też powodu czynniki z zakresu ekonomii politycznej często osłabiają determinację władz w dalszym ograniczaniu inflacji, szczególnie jeśli znajduje się ona na niewysokim poziomie, a mechanizmy indeksacyjne funkcjonują sprawnie. Innym ważnym czynnikiem komplikującym publiczną dyskusję nad kosztami inflacji i dezinflacji jest też to, że straty i zyski są często oceniane na podstawie diametralnie różnych modeli ekonomicznych. Obraz staje się mianowicie bardzo skrzywiony, jeśli koszty dezinflacji analizuje się na podstawie modeli uwzględniających znaczną lepkość cen (w których są one wysokie), natomiast korzyści z zerowej inflacji rozpatruje się za pomocą modeli zakładających ciągłe równoważenie się rynków (gdzie korzyści te są niskie).

W ostatnich latach pojawiło się kilka nowych zjawisk oraz odpowiadających im poglądów i hipotez o bardzo istotnych implikacjach dla dyskusji o kosztach oraz korzyściach inflacji i dezinflacji:

[1] Na temat kontrowersji wokół związków między inflacją a wzrostem gospodarczym zob. szerzej Wojtyna (1996).

[2] Feldstein (1996) ocenia, że przy najbardziej wiarygodnym zestawie przyjętych parametrów, korzyści ze stabilności cen przekroczyłyby przejściowe koszty dezinflacji po 6–9 latach.

– Wystąpienie i utrzymywanie się silnych tendencji deflacyjnych w Japonii oraz realna groźba ich rozprzestrzenienia się na inne kraje. Po początkowym ignorowaniu lub pomniejszaniu związanych z tym niebezpieczeństw, zdecydowanie zaczął dominować pogląd, że w ogólnym bilansie trudności z przewyższeniem deflacji są znacznie większe niż w przypadku inflacji [3].

– Utrzymywanie się niskiej inflacji przy jednoczesnym niższym poziomie bezrobocia. Tendencja ta, szczególnie widoczna w Stanach Zjednoczonych, znalazła odzwierciedlenie w modnych ostatnio hipotezach "śmierci inflacji", "końcu ery inflacyjnej" itp. oraz w mających szersze implikacje koncepcjach "nowej gospodarki" i w ślad za tym "nowej ekonomii". Zwolennicy tych koncepcji uważają, że nowe procesy zachodzące w świecie (przede wszystkim globalizacja i komputeryzacja) osiągnęły w najbardziej rozwiniętych krajach jakościowo nowy poziom mający charakter zmiany strukturalnej. W myśl jednej z głównych tez formułowanych w ramach tych koncepcji, zmiana strukturalna modyfikuje charakter krótkookresowej krzywej Phillipsa: wyższe tempo wzrostu wydajności pracy i presja konkurencyjna ze strony importu pozwala osiągnąć wyższe tempo wzrostu a jednocześnie uniknąć presji inflacyjnej. Aktualnie toczy się dyskusja, na ile nowe zjawiska wymagają odmiennych ram konceptualnych w postaci "nowej ekonomii", a na ile mogą być wyjaśnione przez główny nurt ekonomii [szerzej np. Stiroh, 1999; Nielsen, 1999; Brinner, 1999].

– Kryzys w Azji Płd-Wsch. Okazało się, że poważny kryzys finansowy może wystąpić nawet w krajach o niskiej inflacji i zrównoważonym budżecie. Wysłunięty został m.in. interesujący, bardziej szczegółowy argument [Browne et al., 1998], w myśl którego nadmierne koncentrowanie się na wskaźniku niskiej inflacji może uspić czujność polityków gospodarczych i spowodować, że nie zostaną dostrzeżone lub zostaną zbagatelizowane inne objawy narastających w gospodarce stanów nierównowagi. Niebezpieczeństwo to może zwiększać opieranie celów inflacyjnych na wskaźniku cen konsumpcyjnych, który nie uwzględnia zmian w cenach aktywów finansowych [4].

– Uwzględnienie w analizie nieliniowego i asymetrycznego charakteru zależności między inflacją a produkcją i bezrobociem. Dzięki nowym modelom teoretycznym uwzględniającym nieliniowy bądź asymetryczny charakter zależności typu krzywej Phillipsa udało się uchwycić bardziej precyzyjnie wielkość kosztów dezinflacji w zależności od początkowego poziomu inflacji. Okazało się również, że wynikające z nich zalecenia pod adresem polityki ekonomicznej różnią się dosyć istotnie w porównaniu z modelami liniowymi.

– Zakwestionowanie dominującego poglądu, że wyższy stopień niezależności banku centralnego pozwala znacząco zredukować koszty dezinflacji. Najnowsze badania empiryczne coraz wyraźniej sugerują, że kraje mające niezależne banki centralne nie uzyskują z tego tytułu premii w postaci krótszych czy płytszych recesji.

Wymienione tendencje mają potencjalnie bardzo poważne konsekwencje dla toczącej się w krajach postsocjalistycznych dyskusji na temat konieczności kontynuowania procesu dezinflacji. Można przewidywać, że część ekonomistów, a przede wszystkim polityków znajdzie w tych nowych tendencjach i poglądach wygodny pretekst do zaniechania lub ograniczenia wysiłków na rzecz osiągnięcia inflacji w przedziale 0–2%. Sprzyjać może temu dodatkowo formułowany w literaturze pogląd, że w warunkach transformacji "inflacja do 4–5% oznacza faktycznie stabilność cen" [Skreb 1998, s.181]. Biorąc pod uwagę, że przy sprzyjających szokach zewnętrznym nie można wykluczyć osiągnięcia przez Polskę inflacji na poziomie właśnie ok. 5%, ryzyko popadnięcia w samozadowolenie jest dosyć znaczne. Należy dlatego wyraźnie podkreślić, że zdecydowana większość ekspertów zagranicznych (i chyba większość polskich) ostrzega, że przedwczesne osłabienie determinacji w walce z inflacją byłoby bardzo poważnym błędem. Jest zrozumiałe, że w kontekście zarysowanych niebezpieczeństw, bardzo silnie zyskują na znaczeniu kryteria z Maastricht jako instytucjonalny czynnik mobilizujący do kontynuowania procesu dezinflacji. Czynniki ten będzie skuteczny jednak tylko przy założeniu, że poparcie głównych sił politycznych dla członkostwa w Unii Europejskiej i Unii Gospodarczej i Walutowej nie ulegnie osłabieniu.

W niniejszym opracowaniu akcent nie został położony na proces dezinflacji w krajach Europy Środkowej i Wschodniej; problem ten stał się w ostatnim czasie przedmiotem kilku wnikliwych studiów [Cottarelli i Szapary, 1998; Dąbrowski, 1999; IMF, 1998]. Celem tego opracowania jest natomiast próba wyważonej prezentacji stanu badań teoretycznych i empirycznych nad kosztami dezinflacji. Jego autor uważa bowiem, że spośród dwu szerokich grup poglądów na temat inflacji w okresie transformacji: (1) kraje postsocjalistyczne nie różnią się od innych i powinny dążyć do inflacji 0–5% i (2) przez wiele lat celowe jest utrzymywanie inflacji na wyższym poziomie [por. Wyplosz, 1999], zdecydowanie silniejsze argumenty przemawiają za przyjęciem pierwszego stanowiska. Dlatego – w każdym razie w odniesieniu do przypadku gospodarki Polski – wyniki badań z krajów o rozwiniętej gospodarce rynkowej wydają się mieć podstawowe znaczenie dla strukturyzowania dyskusji o dalszej dezinflacji.

[3] Interesująca pod tym względem jest ewolucja poglądów The Economist.

[4] Podobny argument jest zresztą wysuwany w ostatnich latach również w odniesieniu do gospodarki amerykańskiej. Zgodnie z nim, presja inflacyjna jest na skutek silnej hossy na giełdzie znacznie większa niż wynika to z powszechnie stosowanych mierników inflacji.

W części drugiej omówione zostaną główne sporne kwestie teoretyczne, natomiast w części trzeciej – kontrowersje o charakterze empirycznym. Ze względu na jego rosnące znaczenie w ostatnich kilku latach, problemowi nieliniowości i asymetrii w zależności między inflacją a produkcją i bezrobociem poświęcona zostanie czwarta część opracowania. Osobna piąta część poświęcona zostanie kontrowersyjnej kwestii zależności między niezależnością banku centralnego a kosztami dezinflacji.

## 1.2. Teoretyczny wymiar dezinflacji

We współczesnej ekonomii problem kosztów dezinflacji pojawia się w różnych nurtach badawczych i pod różnymi "nagłówkami". Najczęściej mówi się o nim w kontekście wymienności między produkcją a inflacją oraz realnych skutków polityki monetarnej. Niezależnie od wielości stosowanych określeń można ogólnie powiedzieć, że krótkookresowa krzywa Phillipsa pozostaje nadal najważniejszą koncepcją, w ramach której problem ten może być i najczęściej jest analizowany. W literaturze dominuje przekonanie o jej dobrym sprawdzaniu się w testach empirycznych i o utrzymującej się dużej praktycznej przydatności, mimo że nadal nie udało się oprzeć tej makroekonomicznej zależności na teoretycznych mikropodstawach [5]. Teza o występowaniu krótkookresowej wymienności między produkcją a inflacją jest ponownie akceptowana przez wszystkie najważniejsze szkoły głównego nurtu. Przyczyniła się do tego przede wszystkim zmiana stanowiska szkoły realnego cyklu koniunkturalnego w tym względzie, która po kilkunastu latach zaczęła ponownie uwzględniać w swych modelach sztywności nominalne [6]. Eichenbaum (1997), jeden z najbardziej znanych przedstawicieli tej szkoły, przyznaje, że "polityka pieniężna nie jest neutralna w krótkim okresie" i że "pod względem empirycznym klasyczny pogląd keynesowski i teorii realnego cyklu koniunkturalnego o nieskuteczności polityki pieniężnej został pogrzebany. W tym sensie wszyscy makroekonomiści są obecnie zwolennikami Friedmana".

Znacznie mniej zgodni są ekonomiści co do zachowania gospodarki w średnim i długim okresie: nadal trudno jest wyjaśnić (co oznacza, że jest zbyt dużo konkurencyjnych

hipotez) różnice w czasie i między krajami w tempie wydajności pracy i w stopach bezrobocia. W ostatnich latach na nowo odżyły kontrowersje na temat długookresowej zależności typu krzywej Phillipsa i praktycznej przydatności koncepcji naturalnej stopy bezrobocia (NAIRU) dla celów polityki ekonomicznej [szerzej referaty w "Symposium", 1997] [7]. Wiele uwagi w badaniach poświęca się zmienności NAIRU i czynnikom ją wywołującym. Z punktu widzenia tematyki niniejszego opracowania ten kierunek badań – aczkolwiek bardzo interesujący – jest mniej istotny, jako że w przypadku kosztów dezinflacji chodzi o krótkookresowe odchylenia produkcji rzeczywistej od potencjalnej oraz bezrobocia rzeczywistego od naturalnego, a nie o zmiany w poziomie produkcji potencjalnej i bezrobocia naturalnego. Należy jednak zwrócić uwagę na dwie kwestie. Po pierwsze, poprzez efekt histerezy zmiany krótkookresowe mogą ulegać utrwaleniu, wywołując zmiany w produkcji i zatrudnieniu równowagi. Po drugie, co ma implikacje dużo dalej idące, analiza krótkookresowych zależności między zjawiskami może tracić poważnie na znaczeniu, jeśli – jak pokazują badania – leżące u ich podstaw trendy same podlegają silnym wahaniom [8].

Rysujący się wśród ekonomistów konsens w kwestii występowania krótkookresowej wymienności między produkcją a inflacją (czy też ujmując to inaczej – braku neutralności polityki monetarnej w krótkim okresie) nie oznacza, że mają oni równie zbliżone poglądy na temat przyczyn takiego stanu rzeczy. Chociaż więc ekonomiści przyjmują, że krzywa łącznej podaży nie jest w krótkim okresie pionowa, to jednak próbują to uzasadnić za pomocą kilku wyraźnie odmiennych modeli. Modele te różnią się przede wszystkim pod względem przyjętych założeń co do tego, czy rynki podlegają procesowi ciągłego równoważenia się oraz pod względem tego, czy niedoskonałości w funkcjonowaniu dotyczą przede wszystkim rynku pracy czy rynku produktów [por. Mankiw, 1997, s. 333–346].

Zarówno model naturalnej stopy bezrobocia Friedmana, jak i model błędnych percepcji cenowych Lucasa kładzie nacisk na trudności w wychwytywaniu przez podmioty właściwych sygnałów rynkowych. W tym pierwszym przypadku niedoskonałość informacyjna rynku dotyczy rynku pracy – pracownicy mają trudności z rozróżnieniem między zmianami płac nominalnych i realnych (ulegają ilu-

[5] Po przeprowadzeniu szczegółowej analizy ekonometrycznej Fuhrer (1995) skłonił do wniosku, że przedstawione na słynnej konferencji Banku Rezerwy Federalnej z Bostonu opinie (przede wszystkim przez Lucasa i Sargenta) "o śmierci krzywej Phillipsa okazały się bardzo przesadzone". Co szczególnie interesujące, Fuhrer pokazał za pomocą kilku metod, że w analizowanym 35-letnim okresie, mimo kilku zmian w reżimie polityki pieniężnej, krzywa charakteryzowała się zaskakująco dużą stabilnością parametrów, co oznacza jej słabą podatność na tzw. krytykę Lucasa, najczęściej wysuwany wobec niej zarzut. Należy jednak zwrócić uwagę, że w innych krajach testy empiryczne nie okazały się tak korzystne.

[6] W konsekwencji, jak ironicznie zauważa Blanchard (1997), "pomiędzy względy estetyczne, ostatnie modele Roberta Kinga lub Larry'ego Christiano i Martina Eichenbauma nie różnią się specjalnie od modeli rozwiniętych przez Johna Taylora w połowie lat 80."

[7] Przedstawione na nim zostały referaty J.E. Stiglitz, R.J. Gordona, D. Staigera, J.H. Stocka i M.W. Watsona, O. Blancharda i L.F. Katza, R. Rogersona i J.K. Galbraitha. Zdaniem Stiglitz, autorzy referatów podzielili się mniej więcej po połowie na zwolenników i przeciwników koncepcji NAIRU.

[8] Dlatego analizując wyniki tego typu badań Bullard (1999) zadaje dosyć znamienne pytanie: "w jakim stopniu ekonomiści powinni koncentrować się na takich czynnikach cyklicznych, jak zależność typu krzywej Phillipsa, jeśli określające je trendy podlegają tak dużym zmianom?"

zji pieniądza); natomiast w drugim przypadku źródło niedoskonałości tkwi w rynku produktów – podmioty mają trudność w odróżnieniu zmian w dotyczących bezpośrednio ich działalności cenach względnych od zmian w ogólnym poziomie cen (inflacji).

Pozostałe dwa modele odchodzą od założenia o oczyszczaniu się rynków. Poszukujące źródeł zachowania się krzywej łącznej podaży na rynku pracy modele lepszych płac podkreślają rolę kontraktów formalnych i nieformalnych oraz norm społecznych i poczucia sprawiedliwości. Z kolei budowane przez nowych keynesistów modele lepszych cen starają się uchwycić przyczyny, dla których optymalną decyzją może być dla firm okresowe powstrzymanie się od dokonywania zmian cen mimo przesunięć krzywej popytu na wytwarzane przez nie produkty.

Chociaż Blanchard (1997) ma prawdopodobnie rację, że trochę intelektualnie rozczarowujące jest przyjęcie stanowiska, iż cykl koniunkturalny jest generowany przez sztywności nominalne, to – jak już wspomniano – dotychczasowe próby szukania jego przyczyn w zachowaniu się wielkości realnych nie powiodły się. Dlatego również koncepcje odnoszące się bardziej bezpośrednio do kosztów dezinflacji muszą być nadal mocno osadzone w wymienionych czterech głównych modelach krzywej łącznej podaży. Pojawia się w tym kontekście bardzo ważne pytanie teoretyczne dotyczące kwestii, czy wyjaśnienie kosztów dezinflacji w nawiązaniu do jednego tylko z tych modeli jest w ogóle możliwe.

Przegląd poglądów teoretycznych, do których nawiązują autorzy zajmujący się bezpośrednio problemem kosztów dezinflacji najlepiej jest chyba rozpocząć od opinii, że konstruowanie modelu, w którym dezinflacja nie pociąga za sobą kosztów, nie przedstawia większych trudności. Jak zauważa Fischer (1994, s.36), wymaga to przyjęcia w modelu kontraktów, w których płace i ceny reagują na oczekiwaną politykę oraz założenia, że podmioty będą wystarczająco wcześniej informowane o zmianie polityki i/lub ścieżka zmian podaży pieniądza będzie na tyle mądrze ustalona, aby w ten sposób zneutralizowany został wpływ struktury kontraktów na inflację. Trochę inaczej i bardziej szczegółowo wyjaśnia możliwość zbudowania modelu bezkosztowej dezinflacji Fuhrer (1997). Jego zdaniem, kluczowe znaczenie ma założenie, że w dokonaniu natychmiastowych dostosowań cenowych przeszkadza firmom wyłącznie sposób kształtowania przez nie oczekiwań (dotyczących przede wszystkim wywiązania się polityki pieniężnej ze zobowiązań dezinflacyjnych). Oznacza to, że ceny byłyby całkowicie elastyczne, gdyby charakter taki miały też oczekiwania. Tak mocne założenie abstrahuje oczywiście od tego, że ustalając płace i ceny firmy z reguły zawierają kontrakty. Jeśli więc ceny zo-

stają "zafiksowane" z przyczyn innych niż oczekiwania, w pełni wiarygodne ogłoszenie programu dezinflacji nie spowoduje, aby został on zrealizowany bez kosztów.

Chociaż konstruowanie modeli bezkosztowej dezinflacji jest poznawczo interesujące, to jednak jest to zajęcie o małej praktycznej przydatności, ponieważ w krajach uprzemysłowionych jej przypadki nie są znane (aczkolwiek występowały one przy wychodzeniu z hiperinflacji). Można by przypuszczać, że przy powszechności przypadków, w których dezinflacja pociąga za sobą koszty, próba ich teoretycznego wyjaśnienia nie powinna nastęrczać większych trudności. Okazuje się jednak, że ta powszechność zjawisk recesyjnych będących skutkiem dezinflacji powodowała, że ekonomiści akceptowali ich występowanie bez bliższej analizy. Natomiast zdaniem Balla (1991), którego opracowania z lat 90. przyczyniły się prawdopodobnie w największym stopniu do lepszego zrozumienia kosztów dezinflacji, przy bliższym przyjrzeniu się tej kwestii okazuje się, że zjawiska te zaskakująco trudno jest wyjaśnić, szczególnie przy założeniu racjonalnych oczekiwań. Analizując bliżej ten problem, Ball pokazuje, że występowanie nierównoczesnych kontraktów (*staggered contracts*) samo w sobie (pod nieobecność problemów związanych z wiarygodnością ogłaszanej polityki) nie rodzi kosztów dezinflacyjnych. Z drugiej strony, niezadawalające są też koncepcje oparte wyłącznie na czynniku wiarygodności. Według tego autora, dopiero połączenie tych dwu elementów zaczerpniętych z nowej ekonomii keynesistowskiej i nowej ekonomii klasycznej pozwala bardziej przekonująco wyjaśnić problem kosztów dezinflacji przy założeniu hipotezy racjonalnych oczekiwań, aczkolwiek nie oznacza to, że wyjaśnienie to jest poprawne. Dlatego też, jako alternatywne wyjaśnienie Ball rozważa występowanie oczekiwań adaptacyjnych, mimo że jest ono dosyć powszechnie krytykowane na gruncie metodologicznym [9].

Komentując uzyskane przez Balla rezultaty Carlton (1991) stwierdza, że w zbyt dużym stopniu zależą one od postaci przyjętej funkcji opisującej ryzyko wycofania się przez decydenta z zapowiedzianego ograniczenia podaży pieniądza, by miały one istotne empiryczne znaczenie. Za najbardziej przekonujące uznaje dlatego wyjaśnienia oparte na hipotezie adaptacyjnych oczekiwań. Podobnie uważa również Howitt (1991), który podaje kilka przykładów obrazujących, jak niewielka zmiana w analizowanych przez Balla modelach prowadzi do odmiennych wyników, co uważa za ich istotną słabość. Również i Howitt za obiecujący kierunek dalszych badań uznaje uchylenie założenia pełnej racjonalności, ponieważ przyjmuje ono, że poglądy podmiotów są koordynowane w sposób automatyczny.

[9] Ball powołuje się na koncepcję "prawie racjonalności" Akerlofa i Yellen sugerującej, że w pewnych warunkach odejście od pełnej racjonalności może być zachowaniem racjonalnym.

W swoim kolejnym ważnym opracowaniu poświęconym dezinflacji (aczkolwiek o charakterze przede wszystkim empirycznym), Ball (1994) podaje krótki przegląd alternatywnych stanowisk teoretycznych rozpoczynając od postawienia dosyć dramatycznie brzmiących pytań: czy istnieje spżowe prawo powodujące, że dezinflacja rodzi duże straty w produkcji? Czy też możliwe jest, że sprzyjające warunki lub mądre polityki obniżą, a nawet wyeliminują te koszty? Ball (1994, s.155) zwraca uwagę, że poszczególni autorzy bardzo różnie odpowiadają na to pytanie, przy czym podstawowa kontrowersja dotyczy szybkości dezinflacji. W myśl jednego z tradycyjnych poglądów, opartych na koncepcji kontraktów nierównoczesnych, mniej kosztowna jest dezinflacja powolna, ponieważ wówczas płace i ceny mają czas, aby dostosować się do bardziej restrykcyjnej polityki. Z kolei przedstawiciele nowej ekonomii klasycznej (przede wszystkim T. Sargent) uważają, że niższy koszt występuje przy szybkiej dezinflacji, ponieważ wówczas dochodzi do bardziej radykalnych zmian w oczekiwaniach. Część ekonomistów jest zdania, że koszt dezinflacji ulega obniżeniu, jeśli restrykcyjnej polityce pieniężnej towarzyszy polityka dochodowa lub inny mechanizm koordynujący dostosowania płac i cen. Jeszcze inni ekonomiści akcentują w swych modelach rolę różnych warunków, od których zależy charakter wymiennosci między produkcją a inflacją, takich jak wyjściowy poziom inflacji, stopień otwartości gospodarki czy specyfika zawieranych kontraktów.

W badaniach nad kosztami dezinflacji wielu autorów podąża tropem Balla, Mankiwa i Romera (1988), którzy formułują hipotezę o wpływie początkowego poziomu inflacji na koszty dezinflacji wyprowadzając ją z modelu kosztownych dostosowań cenowych (*menu costs*). Sama hipoteza nie jest oczywiście nowa; pochodzi ona z modelu błędnych percepcji cenowych Lucasa. Celem autorów jest "poddanie radykalnej reinterpretacji uzyskanych przez niego wyników". Obserwacji empirycznej, że w krajach o wyższej zmienności łącznego popytu krzywa Phillipsa jest bardziej stroma (co oznacza, że szoki nominalne mają niewielki wpływ na produkcję), Lucas nadał interpretację teoretyczną w postaci wspomnianego wcześniej modelu błędnych percepcji cenowych. Zgodnie z nim, wyższe wahania popytu utrudniają wychwycenie zmian w cenach względnych. Natomiast Ball et al., potwierdzając empiryczne rezultaty uzyskane przez Lucasa, nadają im interpretację zgodną z nową ekonomią keynesistowską: "większa zmienność popytu, podobnie jak wyższa inflacja, prowadzi do częstszych dostosowań cenowych". W skonstruowanym modelu działające w warunkach niedoskonałej konkurencji firmy ustalają ceny nie w sposób ciągły, lecz w pewnych interwałach, ponieważ wiąże się to z ponoszeniem określonych kosztów. Optymalizując, firmy muszą więc minimalizować ubytek zysku wynikający z dwu źródeł: kosztów dostosowań (*menu costs*) oraz odchylenia się ceny od poziomu maksymalizującego zysk. Autorzy pokazują, że przeciętny poziom inflacji wpływający na interwał między zmianami cen, oddziałuje na wymiennosc między

produkcją a inflacją. Przy wyższej inflacji maksymalizacja zysku wymaga częstszych zmian cen, co powoduje, że większa część szoku przenoszona jest na ceny. I odwrotnie, niższa inflacja wydłuża interwał między zmianami cen, w wyniku czego większą rolę odgrywają dostosowania w wielkościach realnych. Inaczej mówiąc, im wyższa inflacja, tym większa częstotliwość dostosowań cenowych i tym bardziej stroma krzywa Phillipsa.

Mimo wielu zalet, model Balla et al. ma też pewne istotne słabości. Na jedną z nich, ważną z punktu widzenia kosztów dezinflacji, zwracają uwagę Yates i Chapple (1996). Otóż w modelu nie jest określone, w jaki sposób przyjęta przez firmy optymalna reguła częstotliwości zmian cen ulega zmianie, gdy spowolnieniu ulega sama inflacja. W krótkowym przypadku reguła ta może w ogóle nie być modyfikowana w czasie dezinflacji: wówczas szybsza dezinflacja jest mniej kosztowna niż wolna.

Podstawowe elementy analizy Balla et al. zostały uwzględnione w modelu Irelanda (1997), który postawił sobie za cel pogodzenie bardzo rozbieżnych wyników badań (R.J. Gordona i T.J. Sargenta) nad wpływem tempa dezinflacji na jej koszt. Za duży wkład tego autora należy uznać to, że w przeciwieństwie do wcześniejszych badaczy analizuje on inflację i dezinflację w ramach tego samego modelu teoretycznego. Jednocześnie próbuje on przezwyciężyć słabość poprzednich modeli polegającą na tym, że firmy stosują strategię (reguły) ustalania cen zależne jedynie od czasu (*time-dependent*), co oznacza, że zmieniają one ceny w interwałach o określonej długości. Ta cecha modeli narażała je na krytykę (por. zarzut Yatesa i Chapple'a), że nie uwzględniają one dostosowań w strategii ustalania cen zachodzących przy dużych zmianach w reżimie polityki pieniężnej. Korzystając z późniejszej pracy Balla i Mankiwa, Ireland włącza dlatego dodatkowo do modelu zachowanie oparte na strategii zależnej od stanu natury (*state-dependent*), co oznacza, że firmy zmieniają ceny po silnym szoku pieniężnym, jeśli rzeczywista cena odchyli się wystarczająco od poziomu docelowego.

Na podstawie prowadzonych przez różnych autorów dociekań teoretycznych można sformułować wniosek, że koszty dezinflacji zależą przede wszystkim od interakcji trzech podstawowych czynników: stopnia wiarygodności prowadzonej polityki, sposobu formowania przez podmioty oczekiwań oraz zakresu i charakteru nominalnej inercji w kontraktach [por. Yates i Chapple, 1996; Blanchard, 1998, s.132–133].

Wpływ uporczywości (inercji) inflacji na koszt dezinflacji bardzo akcentuje w swym opracowaniu Fuhrer (1995B). Zwraca on uwagę, że jakkolwiek wśród ekonomistów panuje duża zgodność co do tego, że inflacja cechuje się uporczywością a dezinflacja jest kosztowna, to źródła tych zjawisk budzą znaczne kontrowersje. Identyfikacja różnych źródeł uporczywości inflacji ma, zdaniem Fuhrera, daleko idące konsekwencje dla wyboru właściwej polityki pieniężnej.

Dodatkowe elementy w dyskusji nad kosztami dezinflacji pojawiają się, gdy w grę wchodzi dalsze obniżanie inflacji z i tak już bardzo niskiego poziomu. W bardzo interesującej dyskusji nad tzw. problemem zerowej inflacji wysunięto kilka ważnych argumentów teoretycznych wskazujących, dlaczego całkowite wyeliminowanie inflacji może być rozwiązaniem suboptymalnym [10]. Zgodnie z tzw. efektem Summersa najlepsza jest inflacja rzędu 2–3%, ponieważ: (1) pozostawia otwartą możliwość ujemnych realnych stóp procentowych, co może pomóc wyjść gospodarce z recesji; przy zerowej inflacji realne stopy nie mogą być ujemne, ponieważ ujemne musiałyby też być stopy nominalne, (2) niska inflacja działa jak swoisty system smarowania, pomagając w lepszym dostosowywaniu się płac i cen: związki zawodowe w schyłkowych gałęziach mogą przeciwstawiać się obniżkom płac nominalnych, ale zgadzać się na erozję płac realnych poprzez inflację.

Problem sztywności płac nominalnych odgrywa kluczową rolę w modelu Akerlofa et al. (1996), który jest formalizacją idei wysuniętej przez J. Tobina jeszcze na początku lat 70. Wynika z niego, że przy bardzo niskim poziomie inflacji długokresowa krzywa Phillipsa staje się ujemnie nachylona. Należy to rozumieć w ten sposób, że koszt dezinflacji w postaci wzrostu bezrobocia ma charakter trwały, ponieważ restrykcyjna polityka powoduje, że zawsze będą występować firmy, które muszą obniżyć względne płace, aby utrzymać zatrudnienie. Przy niskiej inflacji nie mogą tego uczynić ze względu na sztywność w dół płac nominalnych.

Model Akerlofa et al. wzbudził poważne kontrowersje przede wszystkim ze względu na to, że koszty dezinflacji mają w nim charakter trwały. Zagadnienie to pozostaje nadal słabo dopracowane od strony teoretycznej. Dlatego Blanchard (1998, s. 136) zalicza zjawisko histerezy (obok problemu dostosowania płac realnych) do zaniedbanych obszarów w badaniach na kosztach dezinflacji [11]. Autor ten uważa, że nie można jednoznacznie odpowiedzieć na pytanie, czy obecność zjawiska histerezy oznacza szybsze czy też wolniejsze optymalne tempo dezinflacji. Zależy to od kanału, poprzez który efekt ten przebiega. Jednakże w najlepiej rozpoznanym kanale, jakim jest utrata przez długookresowych bezrobotnych części kwalifikacji i umiejętności, odpowiedź na to pytanie nadal nie jest jednoznaczna. Przy niskim początkowym poziomie bezrobocia, powolna dezinflacja ma mniejszy wpływ na bezrobocie równowagi. Odwrotny wniosek nasuwa się przy wysokim początkowym bezrobociu; wówczas szybka dezinflacja prowadzi do mniejszego wzrostu bezrobocia równowagi. Natomiast oddziaływanie efektu histerezy poprzez tzw. kanał polityczny i socjologiczny przemawia jednoznacznie za szybką dezinflacją.

Optymalne tempo dezinflacji nadal pozostaje kwestią, co do której nie udało się osiągnąć wyraźnego zbliżenia poglądów. Zwolennicy szybkiej dezinflacji nadal podkreślają znaczenie czynnika wiarygodności. Ich zdaniem, tylko radykalna zmiana polityki może zmienić schematy myślowe, jakimi kierują się strony uczestniczące w rokowaniach cenowych i płacowych oraz przełamać dotychczasowe oczekiwania inflacyjne. Uważają przy tym, że argument ten odnosi się nie tylko do wychodzenia z wysokiej inflacji, ale również i z umiarkowanej. Natomiast zwolennicy wolnej dezinflacji argumentują, że nawet gdyby dzięki wysokiej wiarygodności udało się przełamać oczekiwania, to i tak znaczna część kontraktów nadal obowiązywałaby, a próba ich renegowania najprawdopodobniej napotkałaby poważne trudności. Zbyt szybka, nieantycypowana dezinflacja prowadzi również do wzrostu kosztu obsługi długu publicznego, jeśli instrumenty dłużne nie podlegają indeksacji.

Nowe interesujące argumenty na rzecz wolnej dezinflacji wprowadził do toczącej się dyskusji King (1996). Ważne miejsce w przyjętym rozumowaniu zajmuje rozróżnienie między dwoma rodzajami szybkości dostosowania. Pierwszy to szybkość, z jaką cel inflacyjny będący elementem polityki pieniężnej przybliża się do stabilności cen – jest to optymalna prędkość dezinflacji. Drugi dotyczy szybkości, z jaką polityka neutralizuje szoki oddziałujące na inflację – jest to elastyczność polityki pieniężnej. W przypadku krajów o ustabilizowanej wiarygodności antyinflacyjnej tylko ten drugi rodzaj dostosowań odgrywa istotną rolę. Natomiast w krajach, które podejmują próbę przejścia od reżimu wysokiej lub umiarkowanej inflacji do stabilności cen dodatkowym problemem staje się optymalna szybkość dezinflacji. Ta zależy z kolei od tempa, w jakim oczekiwania sektora prywatnego adaptują się do zmiany reżimu. W większości przypadków optymalny stopień amortyzowania szoków jest kwestią wyraźnie odrębną niż optymalna szybkość dezinflacji. Sytuacja staje się bardziej skomplikowana, gdy proces uczenia zależy od minionej inflacji. Amortyzowanie każdego szoku podnoszącego inflację, nawet przejściowego, wpływa na oczekiwania dotyczące przyszłej inflacji. To z kolei podnosi koszty w (postaci spadku produkcji) osiągnięcia danego celu inflacyjnego.

King uważa, że przeciwko szybkiej dezinflacji przemawia właśnie proces uczenia się przez sektor prywatny, w wyniku którego potrafi on rozpoznać, czy rzeczywiście doszło do zmiany reżimu polityki. Aby pokazać znaczenie procesu uczenia się zarówno przez sektor prywatny, jak i bank centralny, autor ten konstruuje model, który pozwala mu przeanalizować trzy przypadki:

- a) racjonalnych oczekiwań,
- b) egzogenicznego uczenia się, w którym oczekiwania

[10] Pominięty zostaje tu ważny argument dotyczący zawyżania przez wskaźnik CPI rzeczywistego poziomu cen. Efekt ten szacowany jest na mniej więcej 1,5–2%. Oznacza to osiągnięcie rejestrowanej inflacji na poziomie 0%, co oznacza *de facto* deflację.

[11] Zdaniem Blancharda, zaniedbanie to dotyczy przede wszystkim gospodarek transformujących się.



dostosowują się według ścieżki niezależnej od rzeczywistej realizacji celu inflacyjnego,

c) endogenicznego uczenia się, którego szybkość zależy od wyboru polityki dokonywanego przez bank centralny.

Ogólny wniosek wynikający z modeli uczenia się jest taki, że cel inflacyjny, a w ślad za tym również rzeczywista inflacja, będą obniżać się szybciej w początkowym okresie przechodzenia do reżimu stabilnych cen i będą zawsze znajdować się poniżej oczekiwanej inflacji. Jeśli proces uczenia ma charakter egzogeniczny, to optymalny proces przechodzenia powinien mieć charakter stopniowej dezinflacji. Jeśli z kolei uczenie się ma charakter endogeniczny, to w początkowym okresie bank centralny powinien zainwestować w wiarygodność poprzez powstrzymanie się od amortyzowania przejściowych szoków.

Należy wspomnieć o dwóch innych wątkach w teoretycznych badaniach nad kosztami dezinflacji:

– Wymienność między wahaniami produkcji i inflacji. Taylor (1994, 1998) podkreśla w swoich pracach, że tradycyjna analiza wymienności rozumiana w ten sposób, że inflacja ulega obniżeniu, gdy bezrobocie jest wyższe od naturalnej stopy, a rzeczywisty PKB znajduje się poniżej poziomu potencjalnego utrudnia ocenę prowadzonej polityki pieniężnej. Słabość jej polega na tym, że kładzie nacisk na pojedyncze, krótkookresowe epizody, a nie na długi okres, który składa się z wielu krótkich okresów. Ma to szczególne znaczenie w przypadku oceny reguł polityki i strategii polityki monetarnej obejmujących dłuższy okres. W tej sytuacji bardziej przydatne staje się analizowanie w czasie wymienności między wahaniami (fluktuacjami) inflacji i produkcji (bezrobocia) niż między ich poziomami. Służy temu pojęcie granicy polityki mające swój pierwowzór w krzywej możliwości produkcyjnych.

– Cykliczny charakter naturalnej stopy bezrobocia. W swoich najnowszych badaniach Phelps (1999) stawia tezę, że naturalna stopa bezrobocia podlega zmianom nie tylko w wyniku zmian w sytuacji demograficznej, instytucjach, podatkach etc., lecz również w czynnikach cyklicznych. W przyjętych przez niego ramach analitycznych czynnikiem cyklicznym, który wpływa na zmiany naturalnej stopy jest realna wartość aktywów, w które inwestują przedsiębiorstwa. Wstępne wnioski wydają się potwierdzać, że ceny akcji są "potężną siłą kształtującą stopę zatrudnienia". Phelps wysuwa też hipotezę, że obecny spadek bezrobocia struk-

turalnego w USA nie oznacza prawdziwego spadku stopy naturalnej, lecz raczej stopę bezrobocia "nienaturalnego", wynikającego z błędnych prognoz dotyczących przyszłych realnych stóp procentowych lub przyszłej realnej stopy zwrotu z aktywów.

Mimo wysuwanych wobec niego zarzutów, współczynnik wyrzeczenia (*sacrifice ratio*) pozostaje kluczową kategorią analityczną w badaniach nad kosztami dezinflacji. Omówienie tej kategorii pozostawiono na koniec tej części opracowania ze względu na jej bardziej techniczny charakter [12] oraz fakt, że odgrywa ona podstawową rolę w badaniach empirycznych, które są przedmiotem następnej części.

W swoim najbardziej znanym opracowaniu poświęconym kosztom dezinflacji Ball (1994, s. 160) definiuje współczynnik wyrzeczenia jako ułamek, w którego mianowniku znajduje się zmiana w trendzie inflacji w trakcie epizodu mierzonego jako różnica między inflacją w szczycie i dnie cyklu, natomiast w liczniku suma utraconej produkcji rozumiana jako odchylenie rzeczywistej jej wielkości od jej poziomu przy pełnym zatrudnieniu (zgodnej z trendem). Zdaniem Balla, szczególnie delikatną kwestią jest pomiar trendu produkcji, ponieważ nawet niewielkie różnice w ich oszacowaniu mogą prowadzić do dużych różnic w wielkości odchylenia [13].

Ball interpretuje współczynnik jako koszt obniżenia inflacji o jeden punkt procentowy w okresie skurczenia się łącznego popytu. Interpretacja ta opiera się na dwóch założeniach. Po pierwsze, zmiany w popycie są jedynym źródłem zmian w inflacji; wpływ szoków podaźowych nie jest uwzględniony. Po drugie, dezinflacja nie ma wpływu na trend produkcji – pominięty został efekt histerezy [14].

Škreb (1998, s. 180) jest jednym z tych autorów, którzy pominięcie trwałych kosztów dezinflacji traktują jako istotną słabość współczynnika wyrzeczeń. Autorowi temu chodzi jednak przede wszystkim raczej o długookresowe skutki zaniechania lub wydłużenia dezinflacji. Zwraca on bowiem uwagę (w kontekście sytuacji krajów postsocjalistycznych), że przyjęcie celu umiarkowanej inflacji zamiast stabilności cen obniży skłonność zagranicznych firm do podejmowania długofalowych inwestycji.

Na inne ograniczenie współczynnika wyrzeczenia, polegające na pominięciu kosztu dezinflacji w postaci obniżenia się dobrobytu wskazują Huh i Lansing (1998). W ich mode-

[12] Jak zauważa Fischer (1994, s.36) "od strony teoretycznej dobrze wiadomo, że współczynnik wyrzeczenia powinien zależeć od wiarygodności polityki, struktury kontraktów (która sama zależy od polityki gospodarczej, ale z punktu widzenia cyklu koniunkturalnego może być traktowana jako z góry określona), ścieżki czasu zmiany w polityce oraz systemu kursu walutowego".

[13] Ponieważ zdaniem Balla standardowe miary trendu produkcji są w tym przypadku mało przydatne, proponuje własną metodę opartą na kilku założeniach. Przyjmuje przede wszystkim, że produkcja powraca do trendu cztery kwartały po końcu epizodu, czyli po osiągnięciu przez inflację najniższego poziomu.

[14] Ball (s. 161–162) zwraca uwagę, że obydwie te wielkości zmieniają się prawdopodobnie w tym samym kierunku: większa recesja prowadzi do większej trwałej straty w produkcji. Jeśli tak, to co prawda przyjęta procedura zaniża współczynnik we wszystkich dezinflacjach, ale pozwala trafnie uchwycić względne koszty poszczególnych epizodów.

lu wyższa wiarygodność prowadzi do obniżenia tego rodzaju kosztu. Ich zdaniem, pełniejsze modele równowagi ogólnej, pozwalające uchwycić dużo więcej zależności, mogą dawać odwrotny rezultat – polityka antyinflacyjna przyczynia się w nich do poprawy dobrobytu.

Z kolei Friedman (1994, s.184–185), komentując opracowanie Balla (1994), zwraca uwagę na istotną konsekwencję uwzględnienia we współczynniku jako kosztu dezinflacji straty w produkcji, a nie wzrostu bezrobocia. Jego zdaniem wybór miernika do porównań w czasie byłby obojętny tylko wówczas, gdyby takie aspekty działalności makroekonomicznej, jak wzrost wydajności pracy, współczynnik aktywności zawodowej, wzrost liczby ludności itp. były stałe. Ponieważ w praktyce tak nie jest, nasuwa się interesujące pytanie, kto ponosi wyrzeczenia. Ten efekt redystrybucyjny nie byłby istotny tylko wówczas, gdyby istniał mechanizm, poprzez który beneficjenci dezinflacji rekompensowaliby straty grupom ponoszącym z tego tytułu straty.

Fuhrer (1994, s.44) wysuwa wątpliwość, czy słuszne jest przyjmowanie w wielu modelach makroekonometrycznych, że wielkość współczynnika jest stała i nie zależy od ścieżki, którą gospodarka posuwa się w czasie dezinflacji. W zbudowanym przez niego modelu akcentującym rolę kontraktów współczynnik nie jest wielkością stałą. W rezultacie szybsza dezinflacja zwiększa wartość współczynnika wyrzeczenia. Interesującą cechą modelu Fuhrera jest jednoczesne uwzględnienie w nim bardziej tradycyjnego miernika polityki monetarnej, jakim jest współczynnik wyrzeczenia oraz zaproponowanego przez Taylora miernika w postaci optymalnej granicy i pokazanie zachodzących między nimi związków.

Wreszcie Filardo (1998) podaje w wątpliwość przyjmowane tradycyjnie w analizach opartych na współczynniku wyrzeczenia założenie o liniowym charakterze wymiennosci między produkcją a inflacją. Jednocześnie autor ten uwzględnił dodatkowo, "bardziej subtelny" koszt dezinflacji w postaci kosztu polegającego na zapobiegnięciu wzrostowi inflacji. Wyniki jego analizy omówione zostaną szerzej w dalszej części opracowania.

### 1.3. Wyniki badań empirycznych

Na wstępie należy zauważyć, że prawie wszystkie omówione w poprzedniej części wątki teoretyczne zawarte były w opracowaniach, które przynajmniej tyle samo uwagi poświęcały empirycznemu wymiarowi kosztów dezinflacji. Z reguły model teoretyczny był przez autorów w sposób mniej czy bardziej rygorystyczny konfrontowany z danymi empirycznymi. Dzięki temu rysujący się na podstawie badań empirycznych obraz zależności powinien być znacznie pełniejszy.

Wiele opracowań nawiązuje do wyników uzyskanych przez Balla et al. (1988). Celowe jest dlatego przypomnie-

nie głównych rezultatów przeprowadzonej przez tych autorów analizy empirycznej. Jednym z najważniejszych ich dokonań było zaproponowanie testu pozwalającego określić, czy model Lucasa (błędnych percepcji cenowych), czy też ich własny (kosztownych zmian cen) lepiej wypada w analizie przekrojowej i w analizie szeregów czasowych. Ujmując to bardziej precyzyjnie, test miał odpowiedzieć na pytanie, w jakim stopniu nachylenie krzywej Phillipsa zależy od zmienności łącznego popytu (Lucas), a w jakim – od poziomu inflacji (Ball et al.). Co istotne, z modelu Lucasa wynika, że wymiennosc między produkcją a inflacją nie powinna być powiązana z przeciętną inflacją. Ponieważ Ball et al. znaleźli silne potwierdzenie dla tej zależności (zarówno w badaniach przekrojowych w skali międzynarodowej, jak i w analizie szeregów czasowych odnoszących się do poszczególnych krajów) uznali to za "dowód przeciwko nowoklasycznym teoriom wymiennosci między produkcją a inflacją".

Znacznie mniej przekonani o jednoznaczności wyników tego testu byli obydwaj komentatorzy opracowania Balla et al. – G. Akerlof i C. Sims. Ten pierwszy zwrócił uwagę m.in. na silną korelację między nominalnym popytem a inflacją (0,92) oraz na trudności w oszacowaniu kątów nachylenia krzywej w poszczególnych krajach. Natomiast Sims wskazał na konieczność rozróżnienia między dwoma wariantami teorii nowoklasycznej o wyraźnie odmiennych implikacjach dotyczących zachowania się wymiennosci.

Najważniejszy chyba rezultat dotyczy jednak wpływu wysokości inflacji na charakter wymiennosci i płynący stąd wniosek dla polityki ekonomicznej. Analiza wykazała, że wymiennosc, wobec której stają politycy gospodarczy, zależy od przeciętnego poziomu inflacji. Z przeprowadzonych przez autorów na podstawie całej próbki szacunków wynika, że wpływ łącznego popytu na wielkości realne jest dwukrotnie silniejszy przy inflacji 5% niż przy 10%.

Yates i Chapple (1996) postawili sobie za cel ponowne przetestowanie i uaktualnienie uzyskanych przez Balla et al. wyników oraz rozszerzenie ich ram analitycznych w taki sposób, aby możliwa stała się ocena, czy krótkookresowe koszty w postaci utraconej produkcji zależą od tempa dezinflacji. Przeprowadzone badania potwierdziły podstawowy wniosek o ujemnej zależności między poziomem inflacji a wymiennością i wykazały, że nie zależy on od specyficznych cech modelu.

Wnioski z analizy Yatesa i Chapple'a dla polityki pieniężnej nie są zbyt optymistyczne, ponieważ sugerują, że przy niższym poziomie inflacji wyeliminowanie jej wahań będzie prowadzić do wyższych kosztów w postaci zwiększonych wahań tempa wzrostu gospodarczego. Błędem byłaby oczywiście próba obniżenia tych kosztów poprzez przyspieszenie inflacji; rozwiązania autorzy upatrują w polityce mikroekonomicznej ukierunkowanej na zmianę zachowań w sferze kształtowania cen. Uzyskane wyniki sugerują również, że końcowe etapy dezinflacji będą bardziej kosztowne niż początkowe. W odniesieniu do sporu

między zwolennikami szybkiej i wolnej dezinflacji uzyskane rezultaty potwierdzają konsens, występujący zdaniem autorów w literaturze, zgodnie z którym "szybsze dezinflacje są albo bardziej korzystne, albo co najwyżej nie bardziej kosztowne niż wolne".

Część opracowania Posena (1995) jest poświęcona hipotezie wysuniętej przez Balla et al. (1988). Analizy oparta na próbie 17 krajów OECD nie wykazała istotnej korelacji, co zdaniem tego autora upoważnia do sformułowania wniosku, że "mniej inflacyjne otoczenie nie wydaje się wywoływać większych sztywności nominalnych, w każdym razie w skali wystarczającej do wpływania na koszty dezinflacji". Należy jednak zwrócić uwagę, że według Yatesa i Chapple'a Posen popełnił pewne błędy metodologiczne, które mogły zaważyć na uzyskanych rezultatach.

Kolejnym autorem, który podjął próbę znalezienia empirycznej odpowiedzi na pytanie, w jaki sposób koszt dezinflacji zależy od jej tempa oraz od początkowej stopy inflacji, jest Ireland (1997). Analiza pokazuje, że przy niskim poziomie inflacji lepszym rozwiązaniem jest dezinflacja stopniowa, natomiast przy wyższym poziomie inflacji – szybsza. Są jednak wyjątki od tej ogólnej zależności; w niektórych przedziałach szybkość optymalnej dezinflacji nie jest wprost proporcjonalna do początkowej stopy inflacji. We wszystkich jednak analizowanych przypadkach dezinflacja ma korzystne efekty w zakresie dobrobytu w porównaniu z polityką polegającą na kontynuowaniu inflacji.

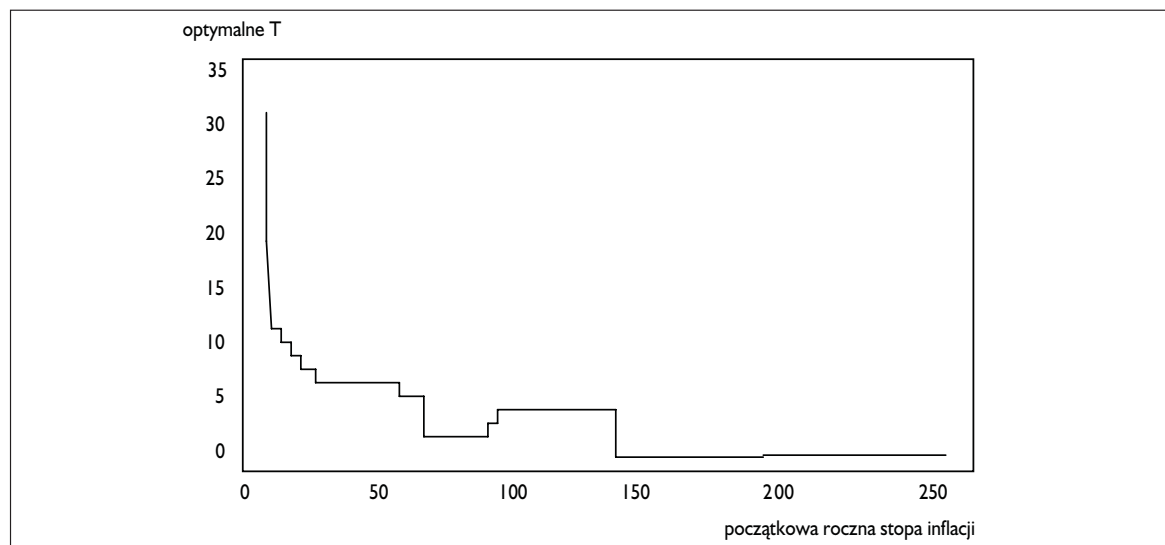
Szczegółowe wyniki uzyskane przez Irelanda podsumowuje graficznie rysunek 1. Z obliczeń wynika, że przy początkowej inflacji równej 1% zakończenie optymalnej dezinflacji wymaga aż 15 i pół roku ( $T=31$ ). Rozpoczynając od

3% inflacji, okres ten ulega skróceniu do 8 i pół roku ( $T=17$ ). Wszystkie przypadki, w których inflacja przekracza 136% powinny zostać zakończone natychmiast. Funkcja nie jest jednak w pełni monotoniczna: w przedziale 79–135% optymalne tempo dezinflacji wydłuża się wraz ze wzrostem poziomu inflacji.

Podobnie jak w odniesieniu do innych opracowań, również wobec wyników Irelanda sformułowane zostały dosyć istotne zastrzeżenia. Komentując je, Blanchard uznał m.in. za mało realistyczne przyjęcie w procedurze kalibrowania modelu takiego kosztu zmiany cen, który skłania firmy do niezmienniania ich w okresie roku, jeśli inflacja nie przekracza 198%. Autor ten przytacza wyniki badań nad zachowaniem przedsiębiorstw w Argentynie, gdzie przy podobnym poziomie inflacji ceny nie były dostosowywane jedynie przez okres 1–2 tygodni. Blanchard dokonuje również rozszerzenia modelu Irelanda, aby pokazać co się stanie w przypadku, gdy wysoka inflacja zmniejsza jedynie sztywności cen, ale ich nie eliminuje. Okazuje się, że wówczas podstawowy wniosek dotyczący zależności między tempem a kosztem dezinflacji jest odwrotny niż uzyskany przez Irelanda.

Z kolei z badań przeprowadzonych przez Ghosha i Phillipsa (1998) wynika, że gdy początkowy poziom inflacji przekracza 10%, to nawet radykalna (severe) dezinflacja (powodująca obniżenie inflacji co najmniej o połowę) nie ma negatywnego wpływu na wzrost produkcji. Bardziej umiarkowana dezinflacja jest nawet powiązana z wyższym o ok. 0,8–0,9 punktów proc. tempem wzrostu. Gdy natomiast początkowa inflacja jest poniżej 10%, to radykalna dezinflacja wiąże się ze spadkiem tempa wzrostu PKB o ok. 1 punkt

Wykres 1. Optymalna długość dezinflacji



Źródło: Ireland (1997)

proc. Bardziej umiarkowana dezinflacja również oznacza niższe tempo wzrostu (o ok. 0,5 punktu) z wyjątkiem krajów o wyższych i wyższych średnich dochodach, gdzie tempo to jest wyższe.

Przetestowanie hipotezy Balla et al. jest też jednym z celów analizy Jordana (1997) oraz Balla (1994, s.177–178). Zdaniem tego pierwszego, istnieją "pewne dowody" potwierdzające, że początkowa inflacja ma kluczowy wpływ na koszty dezinflacji; wyższy początkowy poziom zmniejsza mianowicie współczynnik wyrzeczenia. Do podobnego ogólnego wniosku dochodzi również drugi z autorów. Co ciekawe, hipoteza znajduje potwierdzenie w danych kwartalnych, ale nie rocznych; w tym drugim przypadku współczynnik nie tylko nie jest istotny, ale ma również niewłaściwy znak. Okazuje się jednak, że różnice wynikają z przyjętej próbkę krajów: jeśli próbka z rocznymi danymi zostanie ograniczona do próbkę, dla której istnieją dane kwartalne, to różnice zanikają, chociaż nie wiadomo, dlaczego tak się dzieje.

Druga wyraźnie rysująca się grupa opracowań poświęcona kosztom dezinflacji koncentruje się na próbach szacowania współczynnika wyrzeczenia. Przede wszystkim opracowanie Balla (1994) stworzyło silny impuls do badań nad tą kwestią. Na podstawie analizy obejmującej 65 epizodów w 19 krajach formułuje on dwa główne wnioski: (1) współczynnik wyrzeczenia jest odwrotnie proporcjonalny do tempa dezinflacji (stopniowa dezinflacja jest bardziej kosztowna), (2) współczynnik jest niższy w krajach o bardziej elastycznych kontraktach płacowych, przy czym najważniejszą ich cechą jest okres, na jaki są zawierane.

Dla wszystkich uwzględnionych epizodów przeciętna wartość współczynnika wynosi 0,8 w przypadku danych rocznych i 1,4 w przypadku danych kwartalnych, natomiast dla 25 epizodów uwzględnionych w obydwu próbkach wynosi on przeciętnie odpowiednio 1,5 i 1,1. Te średnie wielkości maskują znaczne różnice, jakie występują między epizodami – w przypadku danych kwartalnych wartość współczynnika zawiera się między 0,0 a 3,6. Średnia długość dezinflacji wynosi 1,7 roku. Przeciętnie rzecz biorąc, dezinflacja prowadzona przez pięć lat, w wyniku której inflacja ulega obniżeniu o 10 punktów procentowych wiąże się ze współczynnikiem wyrzeczenia wynoszącym 1,4. Zmniejsza się on do 0,7, jeśli ta sama dezinflacja jest realizowana dwukrotnie szybciej.

Dodatkowo w analizie uwzględniony został wpływ polityki dochodowej oraz stopnia otwartości gospodarki. Okazuje się, że polityka dochodowa obniża współczynnik wyrzeczenia, ale tylko wówczas, gdy jest ona obowiązująca dla podmiotów; rozwiązania oparte na dobrowolności są nieskuteczne. Jednocześnie brak jest poparcia dla hipotezy, że w bardziej otwartej gospodarce zaostrenie polityki związku jest z mniejszym współczynnikiem wyrzeczenia.

W nawiązaniu do wcześniej cytowanych zarzutów Friedmana (1994) należy zwrócić uwagę, że sam Ball (s.180)

zastrzega się, że jego podstawowy wynik znajduje zastosowanie tylko w odniesieniu do sytuacji, gdy koszt dezinflacji jest mierzony łączną stratą w produkcji. Uwzględnienie efektu w zakresie dobrobytu może zmodyfikować uzyskany wynik, aczkolwiek problemem jest niejasność co do kształtu społecznej funkcji strat.

Cecchetti (1994), drugi z oficjalnych komentatorów opracowania Balla, zadaje pytanie, dlaczego zależności nie potraktowano symetrycznie i pominięto w analizie "współczynnik korzyści" (*benefit ratio*) wynikający z przyspieszenia inflacji. Podstawowy zarzut dotyczy jednak innej kwestii, a mianowicie tego, że w przyjętych przez Balla ramach analitycznych obniżka inflacji w poszczególnych epizodach jest spowodowana wyłącznie przez zaostrenie polityki pieniężnej. Właściwy jej pomiar wymaga natomiast identyfikacji oddziałujących na nią szoków (uwzględnienia czy i jaka jest rola szoków podaży), co z kolei pociąga za sobą konieczność zbudowania odpowiedniego modelu strukturalnego.

Według Blancharda (1998, s.135) istnieją powody, by sądzić, że szacunki Balla dotyczące łącznych strat w produkcji są zaniżone. Zakłada on mianowicie, że po zakończeniu dezinflacji produkcja powraca do trendu. Natomiast w wielu krajach europejskich, koniec dezinflacji charakteryzował się znacznie wyższym poziomem bezrobocia, a w ślad za tym niższą produkcją niż jej początek. Strata w produkcji jest więc niedoszacowana w stopniu, w jakim sama dezinflacja jest odpowiedzialna za niższy poziom produkcji. Chodzi więc o możliwość wystąpienia omawianego już wcześniej efektu histerezy.

Na przykładzie zaskakująco dużej różnicy w kosztach dezinflacji w Portugalii i Hiszpanii (gdzie były one zdecydowanie wyższe) Blanchard (1994, s.138–140) stara się także pokazać, że dla skuteczności dezinflacji równie ważny jak jej tempo jest rozkład w czasie (*timing*) podejmowanych działań.

Istotny metodologiczny zarzut pod adresem empirycznych badań nad współczynnikiem wyrzeczenia zgłosił Cukierman (1998, s.148). Dotyczy on braku rozróżnienia między tą częścią przyrostu bezrobocia, która wynika z zamierzonej dezinflacji, a tą, która jest efektem wahań cyklicznych nie wywołanych polityką ekonomiczną. Najlepiej byłoby, gdyby udało się skonstruować miernik netto uwzględniający wyłącznie efekt polityki dezinflacyjnej i odnieść go do dodatkowego spadku inflacji, jaki nastąpił na skutek tej polityki. Stosowane w badaniach współczynniki zawierają niestety w sobie wpływ obydwu czynników.

Podstawowy wynik Balla znalazł potwierdzenie w badaniach Jordana (1997). Podobnie jak kilku innych autorów (Blanchard, Friedman) obwarowuje on swój wniosek zastrzeżeniem, że może on wynikać z zależności przyczynowej biegnącej w przeciwnym kierunku, ponieważ bank centralny może decydować się na przeprowadzenie dezinflacji w krótszym okresie, jeśli koszty dezinflacji są niewielkie.

Odwrotny niż Ball rezultat otrzymał natomiast Fuhrer (1994) na podstawie modelu łączącego – jak wcześniej wspomniano – kategorie współczynnika wyrzeczenia i optymalnej granicy polityki. Analiza empiryczna wykazała mianowicie, że koszty dezinflacji wzrastają wprost proporcjonalnie do siły i szybkości dezinflacji. Szczegółowe badania dotyczące gospodarki Stanów Zjednoczonych pozwoliły sformułować autorowi kilka interesujących wniosków:

– Niezależnie od preferencji dotyczących celów polityki pieniężnej, mogła ona osiągnąć niższy wskaźnik wyrzeczenia, jeśli reagowałaby bardziej na oczekiwane a nie na obserwowane opóźnione lub bieżące ich wartości. Poprawa wskaźnika waha się między 1 a 4 w zależności od opóźnienia przyjętego w funkcji reakcji.

– Przy danych preferencjach w zakresie celów, dokonywanie bardziej stopniowych zmian w podstawowym instrumencie może być uzasadnione z tego względu, że zwiększe-

nia alternatywne. Co ciekawe, symulacje wskazują ponadto, że przedstawione w opracowaniu proste modele dają bardzo podobne wyniki, jak modele stosowane przez polityków gospodarczych do prognozowania i podejmowania decyzji.

Podobny był cel badań Huha i Lansinga (1998), którzy za obiekt analizy przyjęli "dezinflację Volckera". Próba polegała na przeprowadzeniu symulacji pozwalających ocenić, jak kombinacja poszczególnych czynników wpływa na koszty dezinflacji. Wynika z nich, że dezinflacja przebiega najszybciej i najmniej boleśnie przy założeniu racjonalnych oczekiwań i pełnej wiarygodności polityki. Pełna wiarygodność może przyczynić się do skrócenia epizodu o 7–9 kwartałów i obniżenia kosztu o 1/4–1/3, natomiast racjonalne oczekiwania skracają ją aż o ok. 16 kwartałów. Szybkość dezinflacji jest przy racjonalnych oczekiwaniach wyższa niż przy oczekiwaniach adaptacyjnych. Tabela 1 podsumowuje ogólnie cztery przypadki.

Tabela 1. Szybkość reakcji na zmianę w celu inflacyjnym

	Pełna wiarygodność	Częściowa wiarygodność
Oczekiwania racjonalne	szybka	średnia
Oczekiwania adaptacyjne	średnia	wolna

Źródło: Huh i Lansing (1998)

nie wyrównywania stóp procentowych obniża, ogólnie rzecz biorąc, wartość współczynnika.

– Uzyskane rezultaty sugerują, że w okresie minionych 12 lat prowadzona polityka znajdowała się blisko optimum określanego przez koncepcję granicy polityki, natomiast była od niego trochę dalej oddalona, jeśli za miernik przyjmiemy się współczynnik wyrzeczenia.

Podobnie jak Cecchetti (1994) zwraca uwagę na konieczność zbudowania modelu pozwalającego zidentyfikować charakter szoków, tak Fuhrer (1995B) w innym swoim opracowaniu podkreśla, że nie można odpowiedzieć na pytanie o koszty wyeliminowania inflacji bez posłużenia się modelem, który w sposób właściwy pozwala uchwycić uporczywość inflacji. Z przeprowadzonych obliczeń wynika, że wartość współczynnika wyrzeczenia w przypadku modelu uporczywej inflacji wynosi 1,8 i jest aż dziesięciokrotnie wyższa niż w modelu elastycznej inflacji. Za jedno z najważniejszych wyjaśnień uporczywości inflacji Fuhrer uznaje kontrakty cenowe i płacowe. Wskazuje jednak na dwa inne wyjaśnienia: a) model elastycznej inflacji jest poprawny, natomiast oczekiwania cenotwórców cechuje większa inercja niż wynikałoby z niego, b) model elastycznej inflacji jest poprawny, ale dezinflacje nie były wiarygodne. Symulacje pokazują, że model uporczywej inflacji z racjonalnymi zachowaniami oraz model elastycznej inflacji z oczekiwaniami adaptacyjnymi zachowują się bardzo podobnie, co sugeruje, że dla potrzeb praktyki mogą one być traktowane jako rozwią-

Wyższa wiarygodność prowadzi też do niższego współczynnika wyrzeczenia. Przy racjonalnych oczekiwaniach zawiera się on w przedziale 2,1–2,8, natomiast przy oczekiwaniach adaptacyjnych – w przedziale 3,3–5,2. Są to wyniki nie odbiegające zbyt od wielkości uzyskanych przez innych autorów badających epizod "dezinflacji Volckera".

Przegląd stanowisk teoretycznych w poprzedniej części pokazał, że koszty dezinflacji nie przez wszystkich autorów są analizowane w kontekście wpływu początkowej inflacji czy też współczynnika wyrzeczenia. Jak pamiętamy, jednym z nich jest Taylor (1994, 1998), który uważa, że wymienność między inflacją a produkcją (bezrobociem) lepiej jest analizować w kategoriach zmienności (wahań) obu wielkości niż ich poziomów. Jak przyznaje jednak [Taylor, 1998, s.42] proste badania przekrojowe nie wskazują na występowanie ujemnej korelacji. Z drugiej strony, wyniki dokonywanych przez różnych badaczy estymacji tej zależności mają jedną ważną wspólną cechę. Okazuje się mianowicie, że alternatywny koszt większej stabilności inflacji zaczyna ostro wzrastać, gdy wahania inflacji są mniejsze niż wahania w realnym PKB. I odwrotnie, koszty alternatywne większej stabilności produkcji bardzo szybko rosną, gdy wahania w realnym PKB są wyższe niż zmienność inflacji (s. 43).

Część ekonomistów nadal jednak traktuje wymienność przede wszystkim jako krótkookresową krzywą Phillipsa, rozumianą jako zależność między zmianami w poziomie inflacji a bezrobocia. Wówczas zgodnie z cytowanym postula-

tem Friedmana jako koszt dezinflacji może być uwzględniony przyrost bezrobocia, a nie strata w PKB. Zgodnie jednak z tradycją koncepcji NAIRU bada się wówczas raczej inflacyjne skutki obniżki bezrobocia niż koszty bezrobocia. Warto jednak przytoczyć wyniki nowszych szacunków dokonanych przez dwu wybitnych amerykańskich ekonomistów w kontekście modnej w ostatnich latach, interesującej dyskusji nad zmianami samej NAIRU. Otóż z analizy przeprowadzonej przez Stiglitz (1997) wynika, że utrzymywanie stopy bezrobocia przez rok o jeden punkt procentowy poniżej NAIRU będzie prowadzić do przyspieszenia inflacji o 0,3–0,6 punktu proc. oraz że co najmniej 20% zmienności stopy bezrobocia może być wyjaśnione przez samo bezrobocie. Znamienny jest wniosek, jaki na tej podstawie formułuje Stiglitz. Twierdzi, że ten ostatni wynik powinien nie pozwolić zapomnieć, że rzeczywisty proces inflacji – oraz decyzje, które na tej podstawie muszą być podejmowane – to sprawa znacznie bardziej skomplikowana niż prosty związek między NAIRU a inflacją. Z drugiej strony ekonomiści nie powinni łatwo porzucić żadnej koncepcji, która potrafi wyjaśnić 20% czegoś ważnego.

Natomiast Gordon (1997) przedstawia uzyskany przez siebie wynik (0,33% rocznie) jako odpowiedź na pytanie: jakim przyspieszeniu uległaby inflacja, gdyby Fed przez przypadek albo celowo spowodował, że bezrobocie obniżyło się o jeden punkt procentowy poniżej NAIRU? Wynik symulacji (przy założeniu braku szoków podaźowych) wskazuje, że inflacja, która początkowo (w trzecim kwartale 1996 r.) wynosiła 2,5% ulegałaby stopniowemu wzrostowi osiągając w 2005 r. poziom 5,3%. Najbardziej znamiennie jest to, że przyspieszenie inflacji jest tak niewielkie. Uzyskane przez autorów wyniki przeczą więc utrzymującemu się popularnemu (szczególnie poza instytucjami naukowymi) przekonaniu, że przekroczenie NAIRU doprowadzi do spiralnego przyspieszenia inflacji. Wskazują one raczej, że zależność jest liniowa i to nawet wówczas, gdy bezrobocie pozostaje poniżej NAIRU przez dłuższy czas [15].

Uzyskane wyniki skłaniają Stiglitz (1997) do sformułowania dosyć kontrowersyjnych myśli na temat funkcyjnej postaci krzywej Phillipsa. Przypomina, że tradycyjnie przyjmowano jej wypukłą postać, co można interpretować następująco: koszty dezinflacji w postaci straty w zatrudnieniu są znacznie wyższe niż korzyści w postaci wzrostu zatrudnienia w wyniku podobnego podwyższenia inflacji. Jest zrozumiałe, że w takiej sytuacji neutralny wobec ryzyka decydent unikałby "eksperymentowania" ze stopą bezrobocia. W przypadku liniowej zależności oczekiwany koszt "eksperymentowania" jest równy zero, ponieważ koszt dezinflacji w postaci okresowego wzrostu bezrobocia jest dokładnie

równy korzyści w postaci niższego bezrobocia, które było pierwotną przyczyną inflacji. Natomiast Stiglitz posuwa się krok dalej twierdząc, że istnieją zarówno podstawy teoretyczne [16], jak i pewne dowody empiryczne, że krzywa Phillipsa ma postać wklęsłą. W tej sytuacji nawet niechętni wobec ryzyka decydenci mogliby być skłonni trochę "poeksperymentować" z bezrobociem. Co to bowiem oznaczałoby w praktyce? Jeśli na przykład odkryliby, że stopa bezrobocia spadła o 0,5 punktu procentowego poniżej NAIRU w okresie pół roku, to przy tej postaci krzywej Phillipsa do ponownego wyeliminowania inflacji z systemu konieczny byłby mniejszy wzrost bezrobocia – być może 0,4 punktu procentowego powyżej NAIRU przez sześć miesięcy.

W tym ostatnim przypadku widać wyraźny związek ze wspomnianymi we wstępie koncepcjami nowej ekonomii czy nowej gospodarki. Przypadek ten pozwala też zrozumieć, dlaczego w ostatnich latach tak bardzo nasiliły się badania nad nieliniowymi postaciami wymiennosci między inflacją a produkcją i bezrobociem.

Włączając się w dyskusję wokół przyczyn zmian w poziomie NAIRU Ball (1997) stwierdza, że tradycyjnie wymieniane w literaturze czynniki nie znajdują potwierdzenia w badaniach empirycznych i stawia tezę, że "mądrość obiegowa pomija podstawową przyczynę wzrostu bezrobocia: politykę makroekonomiczną" (s.168). Pierwsza część analizy pokazuje, że zakres i szybkość dezinflacji wyjaśnia ważną część zmian, jakie zaszły w NAIRU w latach 80., ale że nadal pozostają znaczne czynniki o charakterze rezydualnym. Dalsza analiza sugeruje, że przy danej dezinflacji największy wzrost NAIRU wystąpił w krajach o najbardziej hojnych systemach zasiłków dla bezrobotnych. Zależność przyczynowa przebiega więc w następujący sposób: dezinflacja była główną przyczyną wzrostu bezrobocia, a im bardziej hojny był system zasiłków, tym silniejszy był wpływ dezinflacji na naturalną stopę bezrobocia.

Ball uważa, że uzyskane przez niego wyniki dostarczają silnego wsparcia dla hipotezy histerezy. Sądzi, że wcześniejsze opracowania (w tym jego własne) zaniżały koszt dezinflacji, ponieważ przyjmowały, że straty mają tylko charakter przejściowy. Jeśli jednak mimo kosztów rząd decyduje się na dezinflację, to nadal sądzi, że powinien ją przeprowadzić szybko. Ze względu na długookresowe skutki dezinflacji proponuje dosyć śmiało zalecenie dla walki z bezrobociem w postaci ekspansywnej polityki popytowej. Zdaje sobie sprawę z ryzyka proponowanego rozwiązania, ponieważ nie wiadomo, czy efekty luźnej i twardej polityki są symetryczne; żaden z krajów nie próbował też obniżyć NAIRU poprzez ekspansję popytu. Tak więc i to opracowanie sugeruje, że problem asymetrii

[15] "Tak więc niewielkie błędy mają niewielkie konsekwencje" [Stiglitz, 1997].

[16] Są to opracowania na temat tzw. asymetrycznego dostosowywania cen. Zgodnie z tą hipotezą firmy działające na rynku konkurencji monopolistycznej mogą dostosowywać ceny w dół, aby zapobiec uzyskaniu przewagi przez rywala, ale będą mniej skłonne, aby je podnosić nawet w obliczu ogólnego wzrostu cen.

w zależnościach między podstawowymi zjawiskami zasługuje na wnikliwą uwagę.

Chociaż Blanchard (1997, s. 190–192) jest jednym z twórców hipotezy histerezy, to jednak główny zarzut wobec przedstawionych przez Balla wyników dotyczy właśnie związków z tą koncepcją. Konstruując prosty model pokazuje, że teza o przewadze szybkiej dezinflacji jest atrakcyjna, ale błędna, ponieważ im krótsza jest recesja, tym jest ona głębsza i tym wyższy udział bezrobocia długookresowego. Krótka, ale głęboka recesja może w rzeczywistości zwiększać efekt zniechęconego pracownika i powodować wzrost naturalnej stopy.

#### 1.4. Problem nieliniowości w wymienności między produkcją a inflacją

Niektórzy cytowani wcześniej autorzy podkreślali konieczność ostrożnej interpretacji uzyskanych przez nich wyników teoretycznych i empirycznych ze względu na przyjęcie liniowej wersji krótkookresowej krzywej Phillipsa. Zastanawiające jest więc to, dlaczego dopiero w ostatnich latach zagadnienie szczegółowej postaci analizowanej funkcji stało się przedmiotem wnikliwych i systematycznych studiów, tym bardziej, że w pionierskim opracowaniu Phillipsa zależność między tempem wzrostu płac a stopą bezrobocia nie miała charakteru liniowego [17]. Jednym z wyjaśnień jest to, że w latach 70. i 80. spory między głównymi szkołami dotyczyły bardziej fundamentalnych kwestii, przede wszystkim samego kąta nachylenia krzywej zagregowanej podaży (przy założeniu jej liniowości). Bardzo ważne miejsce w dyskusji makroekonomicznej zajmowało dlatego zagadnienie wpływu oczekiwań na dynamikę zależności między produkcją (bezrobociem) a inflacją oraz czynników określających poziom naturalnej stopy bezrobocia. Założenie liniowości było również chętnie przyjmowane ze względu na znaczne ułatwienie, jakie stwarzało ono w konstruowaniu i rozwiązywaniu modeli ekonomicznych. Badania teoretyczne i empiryczne prowadzone w latach 90. zaczęły jednak pokazywać coraz dobitniej, że odstąpienie od założenia o liniowości ma daleko idące implikacje dla polityki makroekonomicznej.

Ścisłe powiązana z zagadnieniem nieliniowości krzywej Phillipsa jest kwestia asymetrycznych skutków polityki pieniężnej. Ten nurt badań próbuje, najogólniej rzecz biorąc, znaleźć odpowiedź na pytanie: czy restrykcyjna polityka wywołuje silniejsze zahamowanie działalności gospodarczej niż

ekspansywna polityka – jej ożywienie? Kontrowersje na ten temat pojawiły się znacznie wcześniej niż koncepcja krzywej Phillipsa. Do czasu Wielkiego Kryzysu dominował pogląd o symetrycznym charakterze efektów. Kryzys ten wydawał się dowodzić, że pogląd ten był błędny. Przekonanie o asymetrycznym charakterze zależności zostało dlatego w okresie powojennym przyjęte przez główny nurt ekonomii [18]. Późniejsze badania Friedmana i Schwartz nad polityką Fed w okresie Wielkiego Kryzysu osłabiły to przekonanie; ponownie popularność zaczęła zyskiwać teza o symetrycznych efektach polityki pieniężnej. Jak zauważa jednak Morgan (1993), ta zmiana dominującego stanowiska mogła być przedwczesna. Przeprowadzona przez tego autora analiza polityki Fed w okresie 1963–1992 potwierdza tezę o asymetrycznym charakterze skutków prowadzonej polityki. Wyrażnego wsparcia dla tej tezy dostarczają też doświadczenia Japonii w ostatnich latach. Dlatego Tobin (1994, s.233) słusznie przypomniał, że "cykle koniunkturalne nie są symetrycznymi odchyleniami od równowagi".

Praktyka prowadzenia polityki pieniężnej w latach 70. i 80. wyraźnie wskazywała, że – niezależnie od zmieniających się stanowisk teoretycznych – decydenci akceptują milcząco założenie o asymetrycznym wpływie działalności gospodarczej na inflację. Stawało się bowiem dla nich coraz bardziej jasne, że wyeliminowanie presji inflacyjnej narosłej w trakcie boomu wymagało głębokiej i długotrwałej recesji. Inaczej mówiąc, wśród polityków gospodarczych umacniało się przekonanie o konieczności unikania nadmiernej presji popytowej, ponieważ koszty tego typu polityki w postaci przyszłej recesji niezbędnej do ograniczenia inflacji były zdecydowanie wyższe od korzyści w postaci ożywienia produkcji. Tego typu praktyczne doświadczenie było niezgodne z założeniem o liniowym charakterze krzywej Phillipsa, w którym to przypadku wyeliminowanie inflacji nie powinno być trudniejsze niż jej wywołanie, a okresy nadwyżkowego popytu i podaży powinny się znosić pozostawiając długookresową stopę inflacji na niezmiennym poziomie. Co więcej, przy liniowej zależności nie powinna występować górna granica dla stymulowania aktywności gospodarczej czynnikami popytowymi; odpowiednio silny szok popytowy powinien podnieść rzeczywisty PKB o 10 – 20% powyżej poziomu potencjalnego. I w tym przypadku doświadczenie pokazuje jednoznacznie, że już przy znacznie mniejszym szoku efekt przekłada się głównie na wzrost inflacji, a nie produkcji [por. Laxton et al., 1995].

Bardziej systematyczne badania nad implikacjami uchylenia założenia o liniowości przypadają na połowę lat 90. Ważną rolę odegrało w tym względzie opracowanie Laxtona et al. (1995). W skonstruowanym modelu autorzy rozumieją

[17] W opracowaniu tym, asymetria została wręcz uwypuklona: nadmierny popyt znacznie silniej podnosi inflację niż nadmierna podaż ogranicza ją.

[18] W myśl tradycyjnego wyjaśnienia, przyczyną asymetrii efektów były pesymistyczne nastroje panujące wśród przedsiębiorstw i konsumentów w okresie recesji. Obecnie wśród przyczyn wskazuje się ponadto na rolę ograniczeń w dostępie do kredytu oraz mniejszą elastyczność cen w dół niż w górę [szerzej Morgan, 1993].

asymetrię zależności między produkcją w ten sposób, że krańcowy wpływ odchyłek produkcji rzeczywistej od potencjalnej na inflację jest tym silniejszy, im wyższy jest poziom produkcji. Oznacza to, że występuje pewien "mur", na który natrafiają próby dalszego stymulowania produkcji bodźcami popytowymi; przekroczenie go powoduje, iż dodatkowy popyt przekłada się w całości na inflację. Wyniki estymacji przeprowadzone dla grupy największych krajów OECD (G-7) wskazują wyraźnie na występowanie asymetrii: dodatnia luka produkcji rzędu 3% prowadzi do wzrostu stopy inflacji o 1,5 punktu procentowego, podczas gdy taka sama ujemna luka powoduje obniżenie inflacji o mniej niż 0,5 punktu procentowego.

Laxton et al. dokonują następnie interesujących symulacji polegających na porównaniu liniowego i nieliniowego wariantu równania dostosowań cenowych, co pozwala sformułować istotne wnioski pod adresem polityki ekonomicznej. Autorów interesuje przede wszystkim to, jakie będą w obydwu przypadkach skutki opóźnionej reakcji polityki pieniężnej na szok popytowy. Podstawowe wnioski wynikające z przeprowadzonej symulacji są następujące:

– W przypadku nieliniowej zależności między produkcją a inflacją szoki wywołujące nadwyżkowy popyt prowadzą do trwałych (kumulatywnych) ubytków w produkcji wynikających z dążenia władz monetarnych do zapobieżenia akceleracji inflacji.

– Przy nieliniowym charakterze wymiennosci między produkcją a inflacją większa zmienność (wahania) produkcji oznaczają niższy przeciętny poziom produkcji; przemawia to wyraźnie za prowadzeniem stabilnej polityki popytowej (wniosek taki nie wynika natomiast z modelu liniowego).

– Występowanie nieliniowości przemawia za szybkim zaostreniem kursu polityki przy wystąpieniu szoków inflacyjnych. Opóźnienie reakcji powoduje, że straty produkcji będą większe, ponieważ zwalczanie wyższych oczekiwań inflacyjnych będzie wymagać znacznie silniejszego zacieśnienia polityki. Jest to wniosek odwrotny niż w przypadku zależności liniowej, kiedy to opóźnienie reakcji w postaci wzrostu stóp procentowych jest w rzeczywistości korzystne, gdyż może doprowadzić do pozytywnego kumulatywnego wpływu na produkcję.

Podstawowy rezultat uzyskany przez Laxtona et al., wskazujący dosyć jednoznacznie na nieliniową formę zależności między produkcją a inflacją, znajduje potwierdzenie w analizie przeprowadzonej przez Beana (1997), w odniesieniu do szerszej grupy krajów OECD i – co istotne – opartej na odmiennej metodzie [19]. Autor ten zwraca uwagę na pewne ograniczenia analizy Laxtona et al. polegające na tym, że opiera się ona na porównaniu praktycznych własności różnych reguł polityki, które zostały wybrane ad hoc; szczególnie mało precyzyjne jest, jego zdaniem, rozróżnienie

między "regułą ukierunkowaną na przyszłość", która reaguje na oczekiwaną inflację a "regułą krótkowzroczną", która reaguje na inflację bieżącą. Dlatego Bean stara się odpowiedzieć w sposób bardziej precyzyjny na pytanie, jaka jest optymalna reguła polityki i w jaki sposób jest ona zależna od stopnia nieliniowości cechującego wymiennosc między produkcją a inflacją oraz od zakresu niepewności w gospodarce. Niezależnie od wyprowadzenia takiej optymalnej reguły, Bean uzyskał następujące rezultaty odnoszące się do pewnych szczególnych przypadków:

– Przy liniowej postaci krzywej Phillipsa niepewność co do skutków zmian w popycie nie wymusza ani stopniowości (gradualizmu) w polityce dezinflacji, ani jej nachylenia w kierunku większej restrykcyjności.

– Przy braku niepewności co do poziomu popytu, nieliniowość krzywej Phillipsa przemawia za wolniejszą dezinflacją, ale nie wymaga skrzywienia w polityce, polegającego na utrzymywaniu ujemnej luki w produkcji.

– Równoczesne występowanie nieliniowości i niepewności co do skutków zmian w popycie przemawia zarówno za stopniowością polityki, jak i za jej nachyleniem w kierunku większej restrykcyjności; większy zakres nieliniowości i niepewności wymusza przy tym bardziej stopniową dezinflację i silniejszą restrykcyjność polityki.

– Opóźnianie reakcji na częściową informację o aktualnym stanie popytu nigdy nie jest działaniem optymalnym; należy ją natomiast zdyskontować, przy czym zakres, w jakim należy tego dokonać zależy odwrotnie proporcjonalnie od dokładności otrzymanego sygnału.

Stwierdzone zależności znajdują potwierdzenie w przeprowadzonych symulacjach opartych na danych z krajów OECD. Okazuje się, że terapia szokowa jest optymalna jedynie przy zależności liniowej; przy skromnym nawet stopniu wypukłości krzywej Phillipsa lepszym rozwiązaniem staje się stopniowa dezinflacja. Według Beana, bardziej interesujący jest jednak wniosek dotyczący wpływu niepewności. Okazuje się na przykład, że w przypadku stopnia nieliniowości oszacowanego dla krajów OECD i "wysokiego" stopnia niepewności gospodarka powinna funkcjonować przeciętnie rzecz biorąc przy PKB o 0,75% poniżej poziomu potencjalnego.

Przeprowadzona przez Beana analiza wskazuje więc, że równoczesne występowanie nieliniowości i niepewności przemawia za "konserwatyzmem" w prowadzeniu polityki pieniężnej. Nie chodzi jednak o konserwatyzm w rozumieniu przyjętym przez Brainarda w jego znanym modelu prowadzenia polityki w warunkach niepewności, pochodzącym z połowy lat 70. W modelu Brainarda wpływ niepewności jest bowiem symetryczny w tym sensie, że odnosi się on w takim samym stopniu do przypadku zaostrenia, jak i poluzowania polityki. Natomiast rezultat uzyskany przez Beana sugeruje, że politykę powinno cechować "systematyczne

[19] Analizą nie zostały objęte tylko Islandia, Meksyk i Turcja.



skrzywienie" w kierunku konserwatyizmu – powinna ona być ustalana tak, aby jej restrykcyjność była zawsze większa niż przy braku niepewności [20].

Przytoczone wyniki badań Laxtona et al. i Beana mogłyby rodzić przypuszczenie, że mimo pomijania przez wiele lat w analizach problemu nieliniowości krzywej Phillipsa, okazał się on mało kontrowersyjny, jako że uzyskane przez tych autorów wyniki są właściwie zbieżne. Rezultaty innych badań nie pozwalają jednak na wyciągnięcie tak optymistycznego wniosku. Okazuje się bowiem, że aczkolwiek nieliniowość została potwierdzona w innych badaniach, to jednak wynikające z nich wnioski co do charakteru zależności (wypukłość versus wklęsłość funkcji) są nadal odmienne. Z jednej strony Eisner [wg Gordona, 1997], krytykując przyjmowane założenie o liniowości krzywej Phillipsa, twierdzi, że jest ona wklęsła, tzn. bardziej płaska, gdy bezrobocie znajduje się poniżej NAIRU, natomiast bardziej stroma, gdy jest ono powyżej NAIRU. Oznacza to, że gdy bezrobocie było wyraźnie wyższe od NAIRU, to towarzyszyło temu obniżenie się inflacji, natomiast gdy było ono niższe od NAIRU, to nie stwierdzono w ogóle wpływu (lub tylko bardzo niewielki) tej sytuacji na przyspieszenie inflacji. Z drugiej strony, Akerlof et al. (1996) w omawianym już opracowaniu stwierdzają występowanie wypukłej krzywej, która staje się wyraźnie bardziej płaska, gdy inflacja jest niska a bezrobocie niższe od NAIRU. Gordon (1997) przetestował obydwie te hipotezy i stwierdził, że żadna z nich nie jest statystycznie znacząca, co jego zdaniem wskazuje, że "krzywa Phillipsa jest zdecydowanie liniowa, przynajmniej w odniesieniu do zakresu bezrobocia i inflacji obserwowanych w okresie 1955–1966".

Wniosek Gordona należy traktować jednak jako odbiegający od wyników zdecydowanej większości badań, które wskazują na występowanie nieliniowości. Spośród najnowszych wyników badań warto wspomnieć o dwóch. Fair (1999) stwierdza, że słabością modeli opartych na NAIRU jest założenie o liniowym charakterze oddziaływania bezrobocia na inflację. Jego zdaniem, "wydaje się prawdopodobne, że przy niskich poziomach stopy bezrobocia występuje silna nieliniowa zależność między poziomem cen a stopą bezrobocia". Fair przeprowadził wiele "eksperymentów" z różnymi postaciami równania cen, aby doprowadzić do zgodności danych z nieliniowym charakterem krzywej Phillipsa. Okazało się jednak, że zbyt mała liczba obserwacji dotyczących bardzo niskiego poziomu bezrobocia nie pozwala określić, która z postaci funkcji jest najwłaściwsza. Cały szereg wariantów funkcji, w tym liniowy, dał bardzo podobne wyniki [21].

Wyniki badań Coena et al. (1999) są istotne ze względu na odmienność przyjętej perspektywy badawczej, która pozwala autorom przezwyciężyć problem zbyt małej liczby przypadków bardzo niskiej stopy bezrobocia w gospodarce amerykańskiej. Przyjęta procedura polega na przetestowaniu hipotezy NAIRU na podstawie danych charakteryzujących lokalne rynki pracy. Dzięki temu liczba przypadków wysokiego i niskiego bezrobocia jest nieporównywalnie większa niż w uśrednionych danych krajowych. Przeprowadzona analiza dostarcza pewnych dowodów na występowanie nieliniowości, "ale odwrotnej niż się zazwyczaj zakłada". Należy to rozumieć w ten sposób, że dane z lokalnych rynków pracy wydają się potwierdzać wyniki uzyskane wcześniej przez Eisnera na podstawie danych krajowych: znaczne i trwałe obniżenie bezrobocia poniżej NAIRU nie spowodowało znaczącego przyspieszenia inflacji. Dlatego autorzy w następujący, dosyć zabawny sposób, podsumowują uzyskane wyniki: "monstrum inflacji wykazuje niewiele lub brak systematycznych związków z bezrobociem lub też zamieszkuje głębiny jeszcze niższych stóp bezrobocia niż te, które obserwuje się na wielu naszych najsilniejszych lokalnych rynkach pracy".

Na duże znaczenie założenia o liniowości wskazują też wyniki badań nad zależnością między inflacją a wzrostem gospodarczym. W cytowanym już opracowaniu Ghosh i Phillips (1998) stwierdzają, że w przypadku zależności liniowej zwiększenie inflacji z 10 do 20% rocznie jest powiązane ze spadkiem tempa wzrostu zaledwie o 0,01 punktu procentowego. Natomiast w wariantach modelu przyjmujących brak liniowości takie samo przyspieszenie inflacji oznacza obniżenie się tempa wzrostu per capita o 0,3–0,4 punktu procentowego, a wzrostowi inflacji do 40% odpowiada spowolnienie wzrostu o 0,8 punktu procentowego. Według tych autorów, o nieliniowości można mówić w dwojakim znaczeniu. Po pierwsze, przy bardzo niskim poziomie inflacji zależność jest dodatnia. Po drugie, przy wszystkich innych stopach inflacji, krańcowy wpływ inflacji na wzrost staje się ważny przy wyższych jej stopach. Pominięcie tych dwu aspektów nieliniowości może silnie zniekształcić uzyskane rezultaty. Stwierdzony może zostać jedynie nieznaczny efekt krańcowy, co może wywołać mylne wrażenie, że kumulatywne konsekwencje inflacji nabierają wagi dopiero przy wysokim jej poziomie.

Bardzo ważną próbę uporządkowania rozbieżnych stanowisk teoretycznych i wyników badań empirycznych stanowią wspomniane już wcześniej opracowanie Filardo (1998). Autor ten przekonująco dowodzi, że uzyskiwane niespójne rezultaty wynikają po pierwsze, z ograniczeń tra-

[20] Bean przytacza pewne argumenty teoretyczne, które mogą osłabiać uniwersalność uzyskanych rezultatów. Przeciwno "konserwatyzmowi" może przemawiać na przykład to, że prowadzący politykę może uzyskać więcej informacji na temat szoków oddziałujących na gospodarkę lub jej struktury poprzez większy zakres działań dyskrecjonalnych (*greater policy activism*). W tym przypadku korzyść z obecnych działań przybiera postać niższego poziomu niepewności w przyszłości.

[21] W świetle tych badań bardziej zrozumiąły staje się dosyć zaskakujący wynik wspomnianego testu przeprowadzonego przez Gordona (1997).

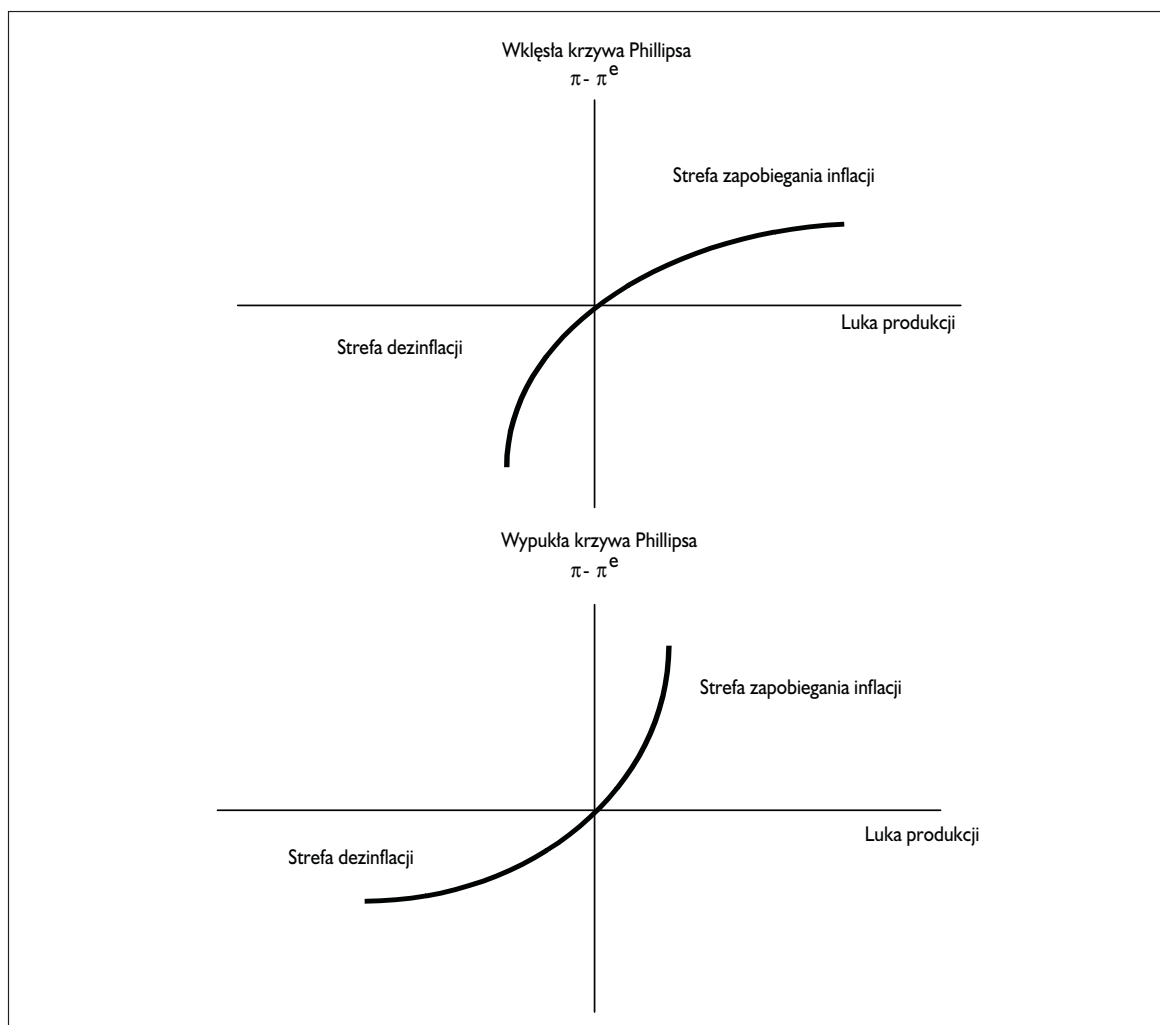
dycyjnie stosowanego współczynnika wyrzeczenia jako miernika kosztu dezinflacji i po drugie, ze zbyt zawężonej specyfikacji zależności między produkcją a inflacją.

Ograniczenie współczynnika wyrzeczenia polega, zdaniem Filardo, na pominięciu wspomnianego już "bardziej subtelny koszt zwalczania inflacji, jakim jest ubytek produkcji niezbędny do zapobieżenia wzrostowi inflacji". Dlatego w prowadzonej analizie posługuje się on nowym miernikiem – współczynnikiem kosztu zwalczania inflacji (*cost of fighting inflation*, w skrócie COFI). COFI zawiera w sobie zarówno koszt wynikający z zamierzonej strategii dezinflacyjnej, jak i koszt związany z zapobieganiem przed nasileniem się presji inflacyjnej. Uwzględnie-

nie dwu rodzajów kosztu pozwala przedstawić graficznie odrębne strefy odpowiadające różnym fragmentom krzywej Phillipsa. Wychodząc od spornych wyników badań, Filardo przedstawia te strefy na wykresach obrazujących "dwa teoretyczne kształty nieliniowej krzywej Phillipsa" (rysunek 2) [22].

Według Filardo, dla obydwu przypadków nieliniowości można znaleźć uzasadnienie intuicyjne i teoretyczne. W przypadku wklęsłej krzywej Phillipsa coraz bardziej płaski jej kształt odzwierciedla zmniejszającą się wrażliwość inflacji na "siłę" gospodarki oraz to, że określona zmiana inflacji wymaga coraz większych dostosowań w produkcji. Z teoretycznego punktu widzenia ta postać krzywej odpowiada sy-

Rysunek 2. Dwa teoretyczne warianty nieliniowej krzywej Phillipsa



[22] Podobny wykres autor przedstawia również dla przypadku liniowości.

tacji, w której firmy mają wpływ na ustalanie cen i określanie swojego udziału w rynku. Wówczas bowiem firmy będą mniej skłonne do podwyższania cen niż ich obniżania. Na wzrost aktywności gospodarczej zareagują one mniejszymi zmianami cen i większymi zmianami produkcji niż w przypadku analogicznego co do skali pogorszenia się aktywności gospodarczej.

Drugi przypadek nieliniowości (dolna część rysunku) to wypukła postać krzywej. Coraz bardziej strome jej nachylenie oznacza rosnącą wrażliwość inflacji na "siłę" gospodarki (określona zmiana inflacji wymaga coraz mniejszego dostosowania produkcji). Odpowiada to w teorii przykładowi gospodarki natrafiającej na bariery zdolności produkcyjnych. W takiej gospodarce firmom będzie coraz trudniej zareagować na polepszającą się koniunkturę zwiększeniem produkcji; dlatego coraz silniej dominować będą dostosowania cenowe.

W każdym z wariantów nieliniowości inaczej kształtuje się relacja między kosztem wynikającym z zamierzonej dezinflacji a kosztem "wyprzedzającego ataku" polegającego na powstrzymaniu narastania presji inflacyjnej. Koszt zamierzonej dezinflacji zależy od kształtu krzywej w tej jej części, która odpowiada sytuacji, gdy produkcja znajduje się poniżej trendu (po lewej stronie osi pionowej). Z kolei koszt zapobieżenia presji inflacyjnej zależy od kształtu tej jej części, która jest odzwierciedleniem warunków, gdy produkcja znajduje się powyżej trendu (po prawej stronie osi pionowej). Tak więc przy wklęsłej postaci krzywej koszt polityki przeciwdziałania narastaniu presji inflacyjnej jest wyższy niż koszt polityki zamierzonej dezinflacji [23]. Odwrotnie ma się rzecz w przypadku wypukłej krzywej – wówczas polityka zamierzonej dezinflacji byłaby bardziej kosztowna od polityki "wyprzedzającego ataku".

Jak już wcześniej wspomniano, druga przyczyna rozbieżnych rezultatów uzyskiwanych przez poszczególnych badaczy tkwi, zdaniem Filardo, w tym, że przyjmowali oni w analizie tylko dwa reżimy (strefy). Dlatego w swoim opracowaniu przyjmuje on bardziej elastyczną specyfikację krzywej Phillipsa uwzględniającą trzy a nie dwa reżimy. Reżimy te odpowiadają okresom, w których produkcja znajduje się wyraźnie poniżej trendu (gospodarka "słaba"), blisko trendu (gospodarka "zrównowazona") lub znacznie powyżej trendu (gospodarka "przeznaczona"). Przyjęte dla potrzeb analizy empirycznej podstawowe równanie opisujące nieliniową krzywą Phillipsa pozwala uchwycić statystyczne zależności między inflacją, poziomem aktywności gospodarczej, oczekiwaniami inflacyjnymi oraz szokami podażowymi. Poszczególnym reżimom (strefom) odpowiadają różne wielkości współczynnika kąta nachylenia  $\beta$ , który jest miarą wrażliwości inflacji

na stan koniunktury. Z kolei parametr  $\alpha$  pozwala dokonać rozróżnienia między trzema reżimami ze względu na stan koniunktury. Gdy produkcja znajduje się więcej niż  $\alpha$  procent poniżej trendu to jest to reżim słabej aktywności. Gdy znajduje się ona w obrębie  $\alpha$  procent trendu to jest to reżim zrównoważonej aktywności. Natomiast gdy produkcja znajduje się więcej niż  $\alpha$  procent powyżej trendu to gospodarka znajduje się w strefie przegrzania. Przyjęte ramy ułatwiają bardzo analizę empiryczną, ponieważ wklęsłą i wypukłą postać krzywej można teraz przedstawić za pomocą trzech segmentów liniowych (o różnych współczynnikach  $\beta$ ), które mogą być traktowane jako przybliżenie teoretycznych wariantów przedstawionych na rys. 2. Warianty ułatwiające analizę empiryczną przedstawia rys. 3.

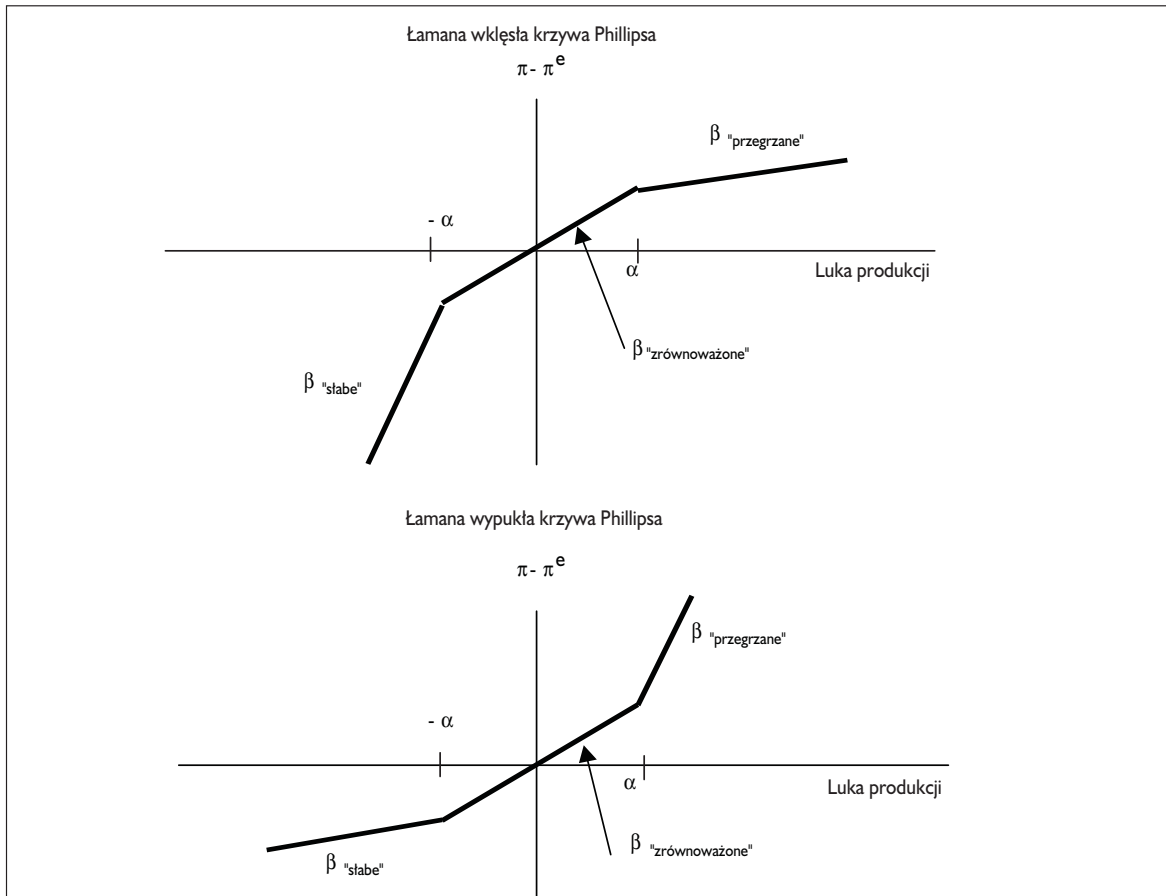
Co bardzo ważne, przyjęta w równaniu elastyczna specyfikacja krzywej dopuszcza taki jej kształt, który w jednym obszarze cechuje się wypukłością, natomiast w drugim – wklęsłością. W przedstawionym na rys. 3 wariantcie krzywej kąt nachylenia jest różny w każdym z regionów, ale nie ulega on ani stałemu zwiększeniu, ani zmniejszeniu.

Wariant przedstawiony na rys. 4 jest dlatego istotny, że odzwierciedla on wyniki uzyskane przez Filardo w analizie empirycznej odnoszącej się do okresu 1959–1997. Oszacowana wartość współczynnika  $\beta$  wynosi 0,20 dla reżimu słabej aktywności gospodarczej, (-0,02) dla strefy zrównoważonej gospodarki oraz 0,49 dla reżimu przegrzania koniunktury. Kształt krzywej zależy nie tylko od kąta nachylenia poszczególnych jej segmentów, ale także od wielkości obszaru odpowiadającego stanowi zrównoważonej gospodarki mierzonego parametrem  $\alpha$ . Oszacowana jego wartość wynosi 0,9, co oznacza, że stan zrównoważonej gospodarki należy interpretować jako taki, w którym produkcja jest mniej więcej o jeden punkt procentowy wyższa lub niższa od trendu.

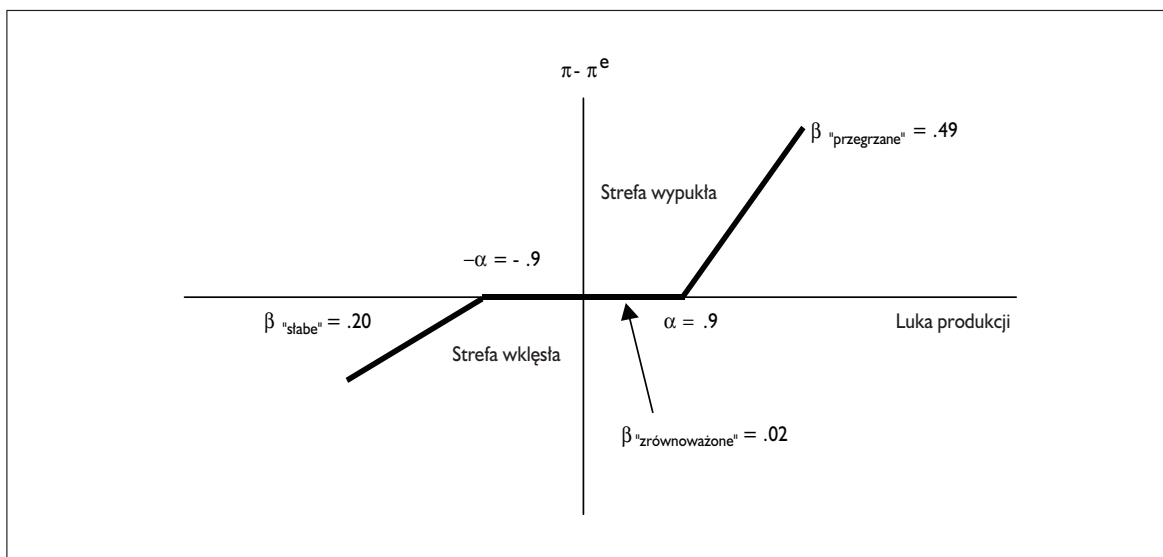
Obliczone przez Filardo wartości współczynnika COFI prowadzą do odmiennych wniosków pod adresem polityki ekonomicznej niż wynikałoby to z modelu liniowego. Dla reżimu słabej aktywności jego wartość wynosi 5,0, natomiast gdy gospodarka znajduje się wyraźnie powyżej trendu wynosi ona 2,1. Z kolei w przypadku modelu liniowego szacowana wartość COFI wynosi dla obydwu reżimów 5,7. Tak więc tradycyjny model liniowy przeszacowuje koszt w postaci straty produkcji w odniesieniu do sytuacji, gdy gospodarka znajduje się w stanie słabej lub nadmiernej aktywności gospodarczej. Stąd niższy koszt zwalczania inflacji w przypadku modelu nieliniowego wskazywałby na możliwość zastosowania bardziej agresywnej polityki antyinflacyjnej niż wynika to z modelu liniowego.

[23] Różnice w kosztach dotyczą takiej samej zmiany tempa inflacji (np. o 5 punktów procentowych).

Rysunek 3. Dwa możliwe empiryczne kształty nieliniowej krzywej Phillipsa



Rysunek 4. Inny możliwy empiryczny kształt nieliniowej krzywej Phillipsa



## I.5. Niezależność banku centralnego a koszt dezinflacji

Jednym z najważniejszych teoretycznych argumentów za przyznaniem bankowi centralnemu większej niezależności jest pozytywny wpływ takiego rozwiązania instytucjonalnego na wiarygodność prowadzonej polityki pieniężnej. W myśl tego argumentu, dysponujący wysokim stopniem niezależności bank centralny może uzyskać "premię" z tytułu wysokiej wiarygodności w postaci niższego kosztu dezinflacji. Można przyjąć, że bank centralny jest wiarygodny, jeśli podmioty gospodarcze są przekonane, iż będzie on działał systematycznie w celu osiągnięcia niewielkiej liczby celów, czyli tak, jakby kierował się określoną regułą polityki [por. Fuhrer, 1997]. Nie rozwijając tej kwestii można stwierdzić, że w ostatnich kilkunastu latach argument ten stał się wręcz mądrością obiegową w kwestii właściwych instytucjonalnych rozwiązań niezbędnych do prowadzenia skutecznej polityki monetarnej ukierunkowanej na stabilizację cen [szerzej Wojtyła, 1998]. Logika argumentów teoretycznych wydawała się tak silna, iż początkowo nie przypuszczano nawet, że mogą być kłopoty z empirycznym wykazaniem ich słuszności. Okazuje się jednak, że badania empiryczne podjęte w ostatnich kilku latach rzucają dosyć zaskakujące światło na tę, wydawałoby się, mało kontrowersyjną kwestię.

Już pobieżna analiza doświadczeń krajów wysoko rozwiniętych w ostatnich kilkunastu latach wskazuje, że udało im się przeprowadzić skuteczną dezinflację zanim dokonane zostały w nich zmiany instytucjonalno-prawne polegające na zwiększeniu stopnia niezależności banku centralnego. Zgodnie natomiast z tzw. problemem niespójności polityki ekonomicznej w czasie, to właśnie słabość wcześniejszych rozwiązań instytucjonalnych była podstawowym powodem akceleracji inflacji. Blinder (1994, s.336–338) podjął próbę zbadania, czy w krajach uprzemysłowionych istnieje zależność między stopniem dezinflacji a prawnym wyposażeniem banku centralnego w realizację tego celu. Uzyskane wyniki wskazują na brak zależności w tym zakresie.

Bardziej istotne są jednak wyniki badań próbujących bezpośrednio określić, czy wyższy stopień wiarygodności banku centralnego przekładał się na niższy koszt dezinflacji. Badania przeprowadzone przez Fuhrera (1997) nie dostarczają wsparcia dla hipotezy, że niezależność banku centralnego pozwala obniżyć inflację bez nałożenia na gospodarkę kosztu w postaci utraconej produkcji. Uzyskana znacząca korelacja wskazuje na występowanie przeciwstawnej zależności: wyższy stopień niezależności banku centralnego obniża realne tempo wzrostu. Okazuje się także, że brak jest pozytywnego wpływu niezależ-

ności banku na bezrobocie. Badania przekrojowe obejmujące większą liczbę krajów wskazują brak istotnej korelacji; natomiast analiza oparta na szeregach czasowych dotyczących poszczególnych krajów sugeruje, że te spośród nich, które zwiększyły stopień niezależności banku zanotowały znacząco wyższe stopy bezrobocia.

Podobne wnioski uzyskał wcześniej Posen (1995). W swym opracowaniu autor ten testuje kilka hipotez na temat skutków niezależności banku centralnego. Rezultaty nie potwierdzają występowania bezpośredniej zależności między niezależnością banku centralnego a wiarygodnością polityki antyinflacyjnej. Dezinflacja w krajach o niezależnych bankach okazuje się być bardziej kosztowna i nie szybsza, nawet gdy uwzględnimy wpływ rozwiązań indeksacyjnych. Brak jest ponadto znaczącej korelacji między instytucjonalnymi rozwiązaniami dotyczącymi banku centralnego a stopniem sztywności cen i płac nominalnych. W badanej próbie krajów Posen nie znalazł również wsparcia dla hipotezy z obszaru ekonomii politycznej, zgodnie z którą większa niezależność banku centralnego powinna być powiązana z mniejszym wykorzystywaniem polityki ekonomicznej dla uzyskania poparcia w wyborach.

Sformułowane przez Posena na podstawie przeprowadzonej analizy wnioski są dosyć daleko idące. Stwierdza on mianowicie nie tylko, że niezależność banku centralnego zwiększa koszt dezinflacji, ale również, że efekt ten jest duży. Wniosek ten skłania autora do postawienia dwu istotnych pytań:

1) Dlaczego rozwiązanie instytucjonalne, mające służyć zwiększaniu wiarygodności, okazuje się nieskuteczne?

2) Jaki inny mechanizm niż efekt wiarygodności jest odpowiedzialny za obserwowaną ujemną korelację między niezależnością banku centralnego a tempem inflacji? W ostatnich latach bardzo wiele miejsca w badaniach poświęca się próbom znalezienia odpowiedzi na te ważne pytania, ale ich omówienie nie jest w tym miejscu możliwe [24].

Najbardziej zaskakujące są jednak badania dotyczące polityki monetarnej prowadzonej przez Bundesbank, ponieważ dla wielu obserwatorów jest on symbolem wysokiej wiarygodności i skuteczności w stabilizowaniu cen. Przeprowadzone przez Debelle'a i Fischera (1994, s.202–206) porównanie efektów polityki prowadzonej przez Bundesbank i Fed pokazuje, że "w zaskakujący sposób koszt w postaci utraconej produkcji oraz współczynnik wyrzeczenia był w ostatnich recesjach wyższy w Niemczech niż w Stanach Zjednoczonych", co oznacza brak wsparcia dla hipotezy mówiącej o występowaniu "premi" za wysoką wiarygodność. Dla utrzymania stabilności cen Niemcy musiały przechodzić przez równie silne

[24] Bardzo interesujące z tego punktu widzenia są artykuły w specjalnym, monograficznym numerze Oxford Economic Papers z 1998 r.

recesje jak Stany Zjednoczone [25]. Debelle i Fischer uzupełniają to porównanie o analizę opartą na grupie krajów uprzemysłowionych i potwierdzają zależność stwierdzaną przez innych badaczy, a mianowicie, że kraje o wyższej niezależności banków centralnych doświadczają silniejszych recesji.

Najbardziej wnikliwą analizę zależności między niezależnością banku centralnego a kosztami dezinflacji, nawiązującą do najnowszych wątków w teorii ekonomii, przeprowadził Jordan (1997). Jest ona dodatkowo interesująca z tego względu, że oprócz okresów recesji uwzględnione zostały także okresy boomów. Chodziło w tym przypadku o określenie, czy wyższy stopień niezależności banku przekłada się na korzyści w okresie pomyślnej koniunktury (i tym samym przyspieszonej inflacji). W tym celu obok współczynnika wyrzeczenia w opracowaniu wykorzystany został skonstruowany przez autora "współczynnik pożytku" (*benefice ratio*). Przeprowadzone badanie objęło 59 epizodów dezinflacji i 62 przypadki przyspieszenia inflacji. W odniesieniu do okresów

dezinflacji potwierdzone zostały inne omówione już rezultaty badań: kraje o wyższej niezależności banku centralnego miały zarówno wyższe wskaźniki wyrzeczenia, jak i wyższe straty produkcji w okresie recesji. Okazało się też, że indeks sztywności płac nominalnych nie był statystycznie znaczący. Pozytywny wpływ niezależności banku nie przejawiał się również w okresach przyspieszonej inflacji: kraje o wysokim stopniu niezależności nie zanotowały silniejszych boomów. Jordan podkreśla, że obecnie trudno jest przedstawić zadowalające teoretyczne wyjaśnienia dla tych niezgodnych z oczekiwaniami wyników badań empirycznych.

W latach 90. popularne stało się przechodzenie banków centralnych na strategię bezpośrednich celów inflacyjnych. Jest oczywiście jeszcze zbyt wcześnie na ocenę, czy to rozwiązanie instytucjonalne okaże się korzystne z punktu widzenia kosztów dezinflacji. Jak dotąd pierwsze lata doświadczeń nie wydają się potwierdzać występowania pozytywnych efektów w tym zakresie [zob. szerzej Bernanke et al., 1999; Krzak i Ettl, 1999].

---

[25] Wniosek ten potwierdzają badania Claridy i Gertlera (1996). Wskazują one również, że Bundesbank prowadzi asymetryczną politykę w tym sensie, że nie rozluźnia on jej znacząco, gdy oczekiwana inflacja znajduje się poniżej trendu, natomiast agresywnie zaostrza kurs, gdy znajdzie się ona powyżej trendu. Wydaje się, że może to być jednym z wyjaśnień relatywnie głębokich recesji w Niemczech.

## Bibliografia

- Akerlof, G.A., Dickens, W.T., Perry, G.L. (1996). "The Macroeconomics of Low Inflation". *Brookings Papers on Economic Activity*, nr 1.
- Ball, L. (1991). "The Genesis of Inflation and the Costs of Disinflation". *Journal of Money, Credit and Banking*, nr 3.
- Ball, L. (1994). "What Determines the Sacrifice Ratio?", w: N.G. Mankiw (red.). "Monetary Policy". University of Chicago Press, Chicago.
- Ball, K. (1997). "Disinflation and the NAIRU" [w:] C.D. Romer, D.H. Romer (red.). "Reducing Inflation. Motivation and Strategy". University of Chicago Press, Chicago.
- Ball, L., Mankiw, N.G., Romer, D. (1988). "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off". *Brookings Papers on Economic Activity*, nr 1.
- Bean, C. (1997). "The Convex Phillips Curve and Macroeconomic Policymaking under Uncertainty". *London School of Economics*, 30 January (maszynopis powielany).
- Bernanke, B., Laubach, T., Mishkin, F.S., Posen, A.S. (1999). "Inflation Targeting. Lessons from International Experience". Princeton University Press, Princeton.
- Blanchard, O. (1997). "Is There a Core of Usable Macroeconomics?". *American Economic Review*, nr 2.
- Blanchard, O. (1998). "Optimal Speed of Disinflation: Hungary" [w:] C. Cottarelli, G. Szapary (red.).
- Blinder, A.S. (1994). "Overview", [w:] "Reducing Unemployment: Current Issues and Policy Options". A Symposium Sponsored by The Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, August 25–27.
- Brunner, R.E. (1999). "Is Inflation Dead?". *New England Economic Review*, January/February.
- Browne, L.E., Hellerstein, R., Little, J.S. (1998). "Inflation, Asset Markets, and Economic Stabilization: Lessons from Asia". *New England Economic Review*, September/October.
- Bullard, J. (1999). "Phillips Relation in a Nutshell". *Federal Reserve Bank of St Louis National Economic Trends*, March.
- Carlton, D.W. (1991). "Comment", *Journal of Money, Credit and Banking*, nr 3.
- Cecchetti, S.G. (1994). "Comment" [w:] N.G. Mankiw (red.), "Monetary Policy". University of Chicago Press, Chicago.
- Clarida, R., Gertler, M. (1996). "How the Bundesbank Conducts Monetary Policy". NBER Working Paper no. 5581.
- Coen, R.M., Eisner, R., Marlin, J.T., Shah, S.N. (1999). "The NAIRU and Wages in Local Labor Markets". *American Economic Review*, nr 2.
- Cottarelli, C., Szapary, G. (red.) (1998). "Moderate Inflation. The Experience of Transition Economies". IMF/National Bank of Hungary, Washington D.C.
- Cukierman, A. (1998). "Comment" [w:] Cottarelli, C., Szapary, G. (red.).
- Dąbrowski, M. (red.) (1999). "Disinflation, Monetary Policy and Fiscal Constraints. Experience of the Economies in Transition". CASE Reports, Warsaw, March.
- Debelle, G., Fischer, S. (1994). "How Independent Should a Central Bank Be?" [w:] Fuhrer, J.C. (red.), "Goals, Guidelines and Constraints Facing Monetary Policymakers". Federal Reserve Bank of Boston, Boston.
- Eichenbaum, M. (1997). "Some Thoughts on Practical Stabilization Policy". *American Economic Review*, nr 2.
- Fair, R.C. (1999). "Does the NAIRU Have the Right Dynamics?". *American Economic Review*, nr 2.
- Feldstein, M. (1996). "The Costs and Benefits of Going from Low Inflation to Price Stability". NBER Working Paper no. 5469 (February).
- Filaro, A.J. (1998). "New Evidence on the Output Cost of Fighting Inflation". *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, nr 3.
- Fischer, S. (1994). "The Costs and Benefits of Disinflation" [w:] J.O. de Beaufort Wijnholds et al. (red.), "A Framework for Monetary Stability". Kluwer, Dordrecht.
- Friedman, B.M. (1994). "Comment" [w:] N.G. Mankiw, "Monetary Policy". University of Chicago Press, Chicago.
- Fuhrer, J.C. (1994). "Optimal Monetary Policy and the Sacrifice Ratio" [w:] J.C. Fuhrer (red.), "Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policymakers". Federal Reserve Bank of Boston.
- Fuhrer, J.C. (1995A). "The Phillips Curve Is Alive and Well". *New England Economic Review*, March/April.
- Fuhrer, J.C. (1995B). "The Persistence of Inflation and the Cost of Disinflation". *New England Economic Review*, January/February.
- Fuhrer, J.C. (1997). "Central Bank Independence and Inflation Targeting: Monetary Policy Paradigms for the Next Millennium?". *New England Economic Review*, January/February.
- Ghosh, A., Phillips, S. (1998). "Inflation, Disinflation, and Growth". IMF Working Paper WP/98/68 (May).
- Gordon, R.J. (1997). "The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy". *Journal of Economic Literature*, nr 1.
- Hess, G. D., Morris, C. S. (1996). "The Long-Run Costs of Moderate Inflation". *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, nr 2.
- Howitt, P. (1991). "Comment". *Journal of Money, Credit and Banking*, nr 3.
- IMF (1998). "Disinflation in Transition: 1993–97". European Department, IMF, September 4, maszynopis.
- Huh, C. G., Lansing, K. J. (1998). "Expectations, Credibility, and Disinflation in a Small Macroeconomic Model". Working Paper 98–01, Federal Reserve Bank of San Francisco, (January).
- Ireland, P.N. (1997). "Stopping Inflation, Big and Small". *Journal of Money, Credit and Banking*, nr 4.
- Jordan, T.J. (1997). "Disinflation Costs, Accelerating Inflation Gains, and Central Bank Independence". *Weltwirtschaftliches Archiv*, nr 1.

- King, M. (1996). "How Should Central Bankers Reduce Inflation? – Conceptual Issues" [w:] "Achieving Price Stability", A Symposium Sponsored by The Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, August 29–31.
- Krzak, M., Ettl, H. (1999). "Is Direct Disinflation Targeting an Alternative for Central Europe? The Case of the Czech Republic and Poland". *Focus on Transition*, nr 1.
- Laxton, D., Meredith, G., Rose, D. (1995). "Asymmetric Effects of Economic Activity on Inflation". *IMF Staff Papers*, nr 2.
- Mankiw, N.G. (1997). "Macroeconomics". Worth, New York.
- Morgan, D. P. (1993). "Asymmetric Effects of Monetary Policy". *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, nr 2.
- Nielsen, J.U.-M. (1999). "New Economics?". *Intereconomics*, January/February.
- Phelps, E.S. (1999). "Behind This Structural Boom: The Role of Asset Valuations". *American Economic Review*, May.
- Škreb, M. (1998). "A Note on Inflation". [w:] Cottarelli, C., Szapary, G. (red.).
- Solow, R.M. (1998). "Responses". [w:] Solow, R.M., Taylor, J.B., "Inflation, Unemployment, and Monetary Policy". MIT Press, Cambridge, Mass.
- Stiglitz, J. (1997). "Reflections on the Natural Rate Hypothesis". *Journal of Economic Perspectives*, nr 1.
- Symposium (1997). "Symposium: The Natural Rate of Unemployment", *Journal of Economic Perspectives*, Winter.
- Taylor, J.B. (1994). "The Inflation/Output Variability Trade-off Revisited" [w:] J.C. Fuhrer (red.), "Goals, Guidelines and Constraints Facing Monetary Policymakers". Federal Reserve Bank of Boston.
- Taylor, J.B. (1998). "Monetary Policy Guidelines for Employment and Inflation Stability". [w:] R.M. Solow, J.B. Taylor, "Inflation, Unemployment, and Monetary Policy". MIT Press, Cambridge, Mass.
- Tobin, J. (1994). "Panel Discussion". [w:] Fuhrer, J.C. (red.), "Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policymakers". Federal Reserve Bank of Boston.
- Wojtyna, A. (1996). "Inflacja a wzrost gospodarczy". *Ekonomista*, nr 3.
- Wojtyna, A. (1998). "Szkice o niezależności banku centralnego". PWN, Warszawa-Kraków.
- Wyplosz, C. (1999). "Ten Years of Transition", maszynopis.
- Yates, A., Chapple, B. (1996). "What Determines the Short-run Output-Inflation Trade-off?". *Working Paper Series*, nr 53, Bank of England (July).



Przemysław Woźniak\*

## Rozdział 2.

# Różne miary inflacji bazowej w Polsce w latach 1995–1998

### 2.1. Wprowadzenie

Od końca lat 70. inflacja stała się jednym z najwidoczniejszych problemów polityki monetarnej w krajach uprzemysłowionych. Uznano, że inflacja jest zjawiskiem szkodliwym, wprowadzającym niepewność, destabilizującym gospodarkę i zagrażającym wzrostowi [1], natomiast przedstawia w zamian bardzo niewiele korzyści.

Dlatego też zwalczanie inflacji stało się priorytetowym zagadnieniem. Stale rosnąca ilość krajów przechodzi do ustalania konkretnego poziomu inflacji (lub poziomu cen) jako celu obowiązującego ich władze monetarne. Niezrealizowanie takich celów wywołuje różne kary, w tym, jak w ekstremalnym przypadku Nowej Zelandii, usunięcie prezesa banku centralnego ze stanowiska. Początkowo, cele te były wyrażane w kategoriach stopy wzrostu lub poziomu indeksu cen konsumpcyjnych – CPI. Niemniej jednak, uznano powszechnie, że indeks CPI, który jest średnią ważoną ruchów cen zestawu dóbr i usług składających się na koszyk wydatków konsumpcyjnych, jest raczej nieefektywnym wskaźnikiem inflacji "trendowej", szczególnie jeśli jest mierzony z dużą częstotliwością, na przykład kwartalnie lub miesięcznie. Szeregi miesięczne lub kwartalne są zwykle wysoce niestabilne, obciążone sezonowością i zawierają znaczny poziom szumu [2]. O ile powinna wzrosnąć lub zmaleć miesięczna inflacja CPI, aby podmioty ekonomiczne zostały przekonane, że ustalony został nowy trend? Na to fundamentalne pytanie trudno jest udzielić precyzyjnej odpowiedzi, nawet jeśli obserwuje się szeregi roczne.

Pytania te skłoniły ekonomistów do rozwinięcia koncepcji inflacji bazowej. Jeśli władze monetarne mają kontrolować poziom lub ruchy cen w gospodarce, powinny być w stanie rozróżniać pomiędzy chwilowymi wstrząsami w poziomie cen a utrzymującym się ruchem cen w określonym kierunku. Roger (1995) zauważa, że jeśli tylko obserwowane zmiany CPI odzwierciedlają jednorazowe wstrząsy ogólnego poziomu cen (takie jak na przykład zmiana stawek podatkowych), albo jednorazowe przesunięcia cen relatywnych, nie powinny prowokować one żadnego działania ze strony władz monetarnych [3]. Dlatego też idealna miara inflacji bazowej powinna brać pod uwagę długoterminowe ruchy tendencji cen, które odzwierciedlają stan popytu w gospodarce i odrzucają różne jednorazowe wstrząsy, pochodzące ze strony podaży. Pomysł wyłączenia wszelkich wstrząsów o pochodzeniu innym niż popytowe wyrasta przede wszystkim z zasadniczego poglądu ekonomicznego mówiącego, iż "polityka monetarna działa przede wszystkim poprzez wpływ na presję popytowe w gospodarce" [Roger, 1995]. Dlatego też władze monetarne mogą być odpowiedzialne wyłącznie za inflację powstałą w wyniku tych presji, to znaczy inflację, której elementy leżą w obszarze ich głównego wpływu. Aby unaoocnić, iż jest to prawidłowe podejście, można sobie wyobrazić często wykorzystywany przykład złych zbiorów wynikających ze złej pogody. Wzrost cen spowodowany mniejszą niż zwykle podażą z całą pewnością spowodowałby wzrost cen żywności i cały indeks CPI podniósłby się tymczasowo lub permanentnie. Jednakże, jeśli władze monetarne postępowałyby ściśle według ruchu CPI, spowodowałoby to z ich strony działanie "zaciskające", w miarę jak zmienna stanowiłaby cel działania

\*Autor pragnie wyrazić wdzięczność za pomoc otrzymaną od, między innymi, Jamesa Albrechta z Georgetown University, Witolda Orłowskiego z ZBSE GUS i PAN oraz NOBE oraz Andrzeja Wojtyny z Akademii Ekonomicznej w Krakowie oraz CASE, których uwagi na różnych etapach pomogły ukształtować obecną wersję niniejszego opracowania. Specjalne podziękowania należą się Stephenowi G. Cechetti, Kierownikowi Departamentu Badań Federal Reserve Bank of Cleveland za wiele praktycznych komentarzy i sugestii, dotyczących licznych obliczeń występujących w całym opracowaniu.

[1] Ten ostatni argument jest przedmiotem stale trwającej dyskusji i szerokich badań. Aczkolwiek wyniki nie są jednoznaczne dla grupy krajów uprzemysłowionych, ustalono bardzo silny negatywny związek pomiędzy inflacją a wzrostem w krajach w okresie przejściowym.

[2] Bryan i Cechetti (lipiec 1995) odkrywają, że sezonowość cen w USA jest znacznie większa niż wskazywały poprzednie badania.

[3] Chyba, że celem ich działania jest poziom cen.

wychodziłaby poza pasmo wahań. Czy byłaby to jednak prawidłowa polityka? Innymi słowy, czy zarejestrowany wzrost inflacji jest sygnałem permanentnej tendencji, lub czy jest to tylko odzwierciedlenie tymczasowego przesunięcia w relacji cen?

Ten prosty przykład książkowy ma dać intuicyjne wyuczucie dla problemu znacznie poważniejszego. W jaki sposób odfiltrować przejściowe zakłócenie z danych o cenach i zbudować miernik, który mógłby służyć jako odpowiednia wytyczna dla władz monetarnych? Niniejsze opracowanie ma na celu przybliżenie odpowiedzi na to skomplikowane pytanie w kontekście inflacji w Polsce. Według najlepszej wiedzy autora, nie istnieją publikowane badania odnoszące się do inflacji bazowej w Polsce. Zaniedbanie to jest tym bardziej zaskakujące, że zarówno Węgry, jak i Republika Czeska, wraz z Polską współpracowniczkowie OECD z Europy Centralnej, przeprowadziły szerokie badania na ten temat i publikują obecnie w sposób regularny swoje miary inflacji bazowej wraz ze zwykłymi wskaźnikami CPI. W konsekwencji, niniejsze opracowanie stanowi pierwsze empiryczne badanie zagadnienia, które szybko zdobywa znaczenie wewnątrz banków centralnych większości krajów OECD [4]. Jako takie, jest ono poddawane stałym rewizjom i modyfikacjom. Niniejsza praca przedstawia różne metody obliczania inflacji podstawowej, obejmując techniki stworzone w ciągu kilku ostatnich lat w krajach będących niekwestionowanymi liderami w tym obszarze: USA i Nowej Zelandii [5].

Opracowanie zbudowane jest w sposób następujący. Część 2 rozpoczyna się od krótkiego przeglądu podstaw teoretycznych różnych metod obliczania inflacji bazowej. Część 3 opisuje rozkłady empiryczne indywidualnych zmian cen w badanym okresie i daje uzasadnienie statystyczne i intuicyjne dla użycia tych metod dla czyszczenia CPI. Części 4, 5, 6 i 7 prezentują odpowiednio cztery takie metody: średnie przycięte, percentyle, średnie przycięte według odchylenia standardowego i średnie oparte na wyłączeniach. Wreszcie część 8 kończy pracę podsumowaniem i uwagami końcowymi.

## 2.2. Rozważania ogólne

Literatura sugeruje dwie generalne, szerokie kategorie problemów powstających w pracy z typowo zbierany-

mi danymi o cenach. Używając terminologii ekonometrycznej nazwane one zostaną: *szum i obciążenie*.

*Szum* odnosi się do wszelkich przejściowych wstrząsów, w stosunku do których zakłada się, że w długim czasie wzajemnie się znoszą, ale wywierają tymczasowy i zauważalny wpływ na ceny w krótkim okresie (szczególnie jeśli dane podawane są z dużą częstotliwością, jak miesiąc lub kwartał). Kategoria ta obejmuje wszystkie rodzaje wstrząsów, pochodzących z podażowej strony gospodarki, takich jak zjawiska sezonowe, szeroko zdefiniowane wstrząsy w obszarze zasobów, a także wstrząsy związane ze zmianami kursu walutowego lub stawek podatkowych lub jakiegokolwiek inne, powodujące przesunięcia w cenach relatywnych. Jak wskazano wyżej, wszelkie takie wstrząsy znikają w dłuższym horyzoncie czasowym, ale wprowadzają niepożądane fluktuacje przy wyższych częstotliwościach. Szum będzie podstawowym przedmiotem uwagi niniejszej pracy.

*Obciążenie* w kontekście danych cenowych to najczęściej obciążenie wagowe lub obciążenie pomiarowe. Istnieje raczej małe prawdopodobieństwo, by pierwsze z nich odgrywało znaczną rolę w danych polskich, ponieważ jest ono zasadniczo związane ze stałymi wagami, używanymi w obliczaniu CPI w większości krajów OECD (kontrastując ze stale zmieniającą się strukturą cen relatywnych). Polski Główny Urząd Statystyczny należy do nielicznej grupy urzędów statystycznych przeprowadzających badania wydatków każdego roku i odpowiednio zmienia wagi. Dlatego też kategoria "obciążenie", powstająca w miarę tego, jak stałe wagi nie ujmują przesunięć cen relatywnych, może być bez szkody pominięta. Obciążenie pomiarowe odnosi się do rzeczywistych błędów w pomiarach indywidualnych cen [6]. Jest ono przedmiotem licznych badań wykonywanych przede wszystkim w kontekście danych cenowych w USA [7] i ponieważ ma ono zasadniczo różny charakter niż szum nie będzie szerzej omawiane w niniejszym opracowaniu.

Cecchetti (1996) podaje proste ramy sformalizowanych obliczeń, podsumowujące poprzednią dyskusję za pomocą formuły. Posługując się jego notacją, definiujemy:

(I)  $\hat{p}_{it} = P_t + x_{it}$ , to stopa zmiany ceny indywidualnej składnika koszyka CPI – i.

Zgodnie z formułą składa się ona z:

$P_t$  – ruchu trendu i najlepszego przybliżenia inflacji bazowej oraz

[4] Szczególnie wobec przyjęcia inflacji jako głównego celu w wielu spośród nich.

[5] Większość badań statystycznych została wykonana przez Bryana i Cecchetti (USA) i Scotta Rogera (Nowa Zelandia). Miary inflacji bazowej otrzymane zostały przy pomocy autoregresywnego modelu wektorów strukturalnych, w oparciu o szereg fundamentalnych założeń makroekonomicznych obejmuje grupę metod alternatywnych, nie rozważanych w niniejszej pracy. Podstawowe referencje w tym obszarze to Quah i Vahey (1995), a bardziej współcześnie Claus (1997), w obu przypadkach w stosunku do USA. Kaczor (1997) stanowi jedyną próbę użycia tej drugiej metody w stosunku do danych Polskich.

[6] Cecchetti (1996) podaje obciążenie związane z jakością i nowymi dobrami jako przykłady obciążeń pomiarowych.

[7] Patrz Wynne i Sigalla (1993) oraz Shapiro i Wilcox (1996) w sprawie dyskusji szczegółowej i oszacowania rzeczywistej inklinacji dla USA.

$\cdot x_{it}$  – inflacji relatywnej, przedstawiającej ruchy jednorazowe charakterystyczne dla indywidualnego składnika koszyka i nie przedstawiające głównego trendu.

Oficjalnie stosowany CPI jest po prostu średnią ważoną wszystkich pozycji:

(2)  $\pi_t \equiv \sum_i w_{it} \dot{p}_{it}$ , gdzie  $w_{it}$  przedstawiają wagi w koszyku wydatków i dodają się do jedności dla każdego  $t$ , lub, łącząc (1) i (2)

$$(3) \pi_t = \dot{P}_t + \sum_i w_{it} \dot{x}_{it}.$$

Drugi składnik w (3) jest najbardziej interesujący dla tych, którzy chcieliby mierzyć inflację bazową. Przedstawia on grupę szumów ( $n_t$ ) i obciążenia ( $b_t$ ), przywiązana do inflacji "rzeczywistej" dla każdego okresu i dla wszystkich  $t$ . Zapisując to bardziej bezpośrednio:

$$(4) \pi_t - \dot{P}_t = \sum_i w_{it} \dot{x}_{it} = n_t + b_t,$$

gdzie szum lub  $n_t$  ma średnią zero i jest stacjonarny, a obciążenie  $b_t$  może być dalej dekomponowane na stałą ( $\mu_b$ ) oraz komponent przejściowy o średniej zero ( $\omega_t$ ):

$$(5) b_t = \mu_b + \omega_t.$$

Jeśli zdefiniujemy inflację  $i$ -tego składnika koszyka przez  $k$  okresów jako

$$(6) \dot{p}_{it}^k = \frac{p_{it+k} - p_{it}}{p_{it}}$$

daje nam to następującą definicję zagregowanej inflacji cenowej:

$$(7) \pi_t^k = \dot{P}_t^k + \mu_b + \sum_{j=1}^k (\omega_{t+j} + n_{t+j}).$$

Zgodnie z poprzednim omówieniem, zakłada się, że obciążenie wagowe  $w_t$  dla polskich danych cenowych jest nieistotne. Jeśli chodzi o obciążenie pomiarowe, przedstawiane przez stały element  $-u_t$ , istnieje duża możliwość, że jest on obecny w danych, niemniej jednak nie będzie on omawiany w niniejszym opracowaniu [8]. Z definicji szumu (w szczególności z założenia średniej na poziomie zero) wynika, że gdy ilość elementów ( $k$ ) po prawej stronie  $\sum w$  (7) jest dostatecznie duża, elementy  $n_t$  wzajemnie się znoszą i całe sumowanie redukuje się do zera. W kontekście stóp inflacji oznacza to, że przy zmianie częstotliwości z jednomiesięcz-

nej na dwunastomiesięczną  $\pi_t$  powinno zbliżyć się do  $P_{tk}$ , reprezentującej podstawową inflację.

Na podstawie (7) jasne jest również, że uśrednianie wartości inflacji w dłuższych okresach czasu będzie również skuteczne, ponieważ szum wysokiej częstotliwości, uśredniony w dłuższym horyzoncie czasowym, przesunie się prawdopodobnie bliżej do zera. Niemniej jednak, uśrednianie stóp inflacji w celu aproksymacji ruchów trendu cenowego nie jest dobrą opcją dla decydentów, którzy potrzebują bieżących miar, to znaczy wskaźników dostępnych do natychmiastowego użytku [9].

Idealne estymatory inflacji bazowej powinny również być odporne, to znaczy stosunkowo nieczułe na poszczególne przypadki (lub, w kontekście niniejszego opracowania, rozkłady indywidualnych cen). Odporne estymatory mogą nie być optymalne w każdej konkretnej sytuacji, ale ich cechą są dobre i wiarygodne wyniki nawet w ekstremalnych warunkach.

Inną pożądaną cechą dobrego estymatora jest nieobciążoność. Jasne jest, że jakkolwiek dobra miara bazowej inflacji musi średnio trafiać w "rzeczywistą" inflację bazową. W innym przypadku będzie ona miała tendencję do wprowadzania nas w błąd i albo przeszacowania, albo niedoszacowania bazowych ruchów cen.

Uzyskanie miary inflacji, która obejmuje wszystkie powyższe cechy i będzie miarą przejrzystą i konsekwentną, nie jest zadaniem łatwym. Większość powszechnych technik obliczania bazowej stopy inflacji mieści się na ogół w jednej z poniższych kategorii [10]:

### 1) Wyłączenie

Metoda ta polega na wyłączeniu pewnych kategorii dóbr lub usług z indeksu. Kategorie te na ogół obejmują część lub całość agregatów żywności i energii w koszyku dóbr konsumpcyjnych. Uzasadnienie wyłączenia tych pozycji z obliczenia inflacji bazowej bierze się z faktu, że historycznie ruchy w tych cenach miały znacznie więcej wspólnego z przejściowymi wstrząsami po stronie podaży (często odwracalnymi), niż z fundamentalnym stanem popytu w gospodarce. Dodatkowo, ich wysoka niestabilność zaciemnia ogólny obraz inflacji i stąd może uruchomić nieodpowiednie działania w polityce gospodarczej. Odmiana tej metody, wprowadzona w niniejszym opracowaniu, obejmuje wyłączenie pewnych kategorii w całości w oparciu na historycznej niestabilności ich szeregów cenowych.

### 2) Średnie przycięte

Metoda średnich przyciętych przyciągnęła w ostatnich latach wiele uwagi ze strony banków centralnych. Oparta ona

[8] Obciążenie pomiarowe nie powinno osłabiać ram koncepcyjnych analizy zaprezentowanej w niniejszym opracowaniu, ponieważ jako stałe nie wchodzi w interakcję ze zmiennym w czasie szumem.

[9] Oczywiście jest, że średnie nie zdadzą egzaminu jako miary bieżące, ponieważ potrzeba pewnych "przyszłych" ( $t > 0$ ) obserwacji dla wyliczenia bieżącej (tzn.  $t = 0$ ) miary.

[10] Podane kategorie nie wykluczają się wzajemnie. Można sobie całkiem dobrze wyobrazić miarę, która została obliczona przy użyciu kombinacji wszystkich metod.

jest na systematycznym wyłączeniu ekstremalnych ruchów cen niezależnie od kategorii CPI, której dotyczą. Dla przykładu, średnia przycięta o  $k$ -% jest otrzymywana przez pomijanie (lub przypisywanie wagi 0)  $k$ % [11] najwyższych i  $k$ % najniższych ruchów cen w badanym okresie (miesiąc lub kwartał) i obliczanie średnich ważonych z pozostałych. Przypadkiem specjalnym średniej przyciętej jest mediana (50-procentowa średnia przycięta) i zwykły indeks CPI (przycięta średnia 0-procentowa).

### 3) Metoda percentyli

K-percentylowa miara inflacji bazowej definiowana jest jako  $k$ -ty percentyl ważonego rozkładu zmian cen w danym horyzoncie czasowym. W szczególnym przypadku, mediana jest 50-tym percentylem. Odwrotnie niż w przypadku średnich przyciętych, ta metoda bierze pod uwagę wszystkie dostępne obserwacje, ale korzysta z nich w inny sposób, niż metoda prostej średniej.

Metody oparte na wyłączeniach lub dopasowaniach są bardzo dobre z punktu widzenia ich zwartej formy, prostoty oraz stanowią dobrą alternatywę dla konwencjonalnego CPI. Ich szerokie użycie jako wskaźników tendencji inflacyjnych rodzi, niemniej jednak, kilka ważnych pytań. Jeżeli idealna miara inflacji bazowej powinna używać wszelkich dostępnych informacji cenowych dotyczących długoterminowych trendów inflacyjnych, to czy stałe wyłączenie cen żywności i energii jest zawsze uzasadnione? Innymi słowy, czy w każdym przypadku te

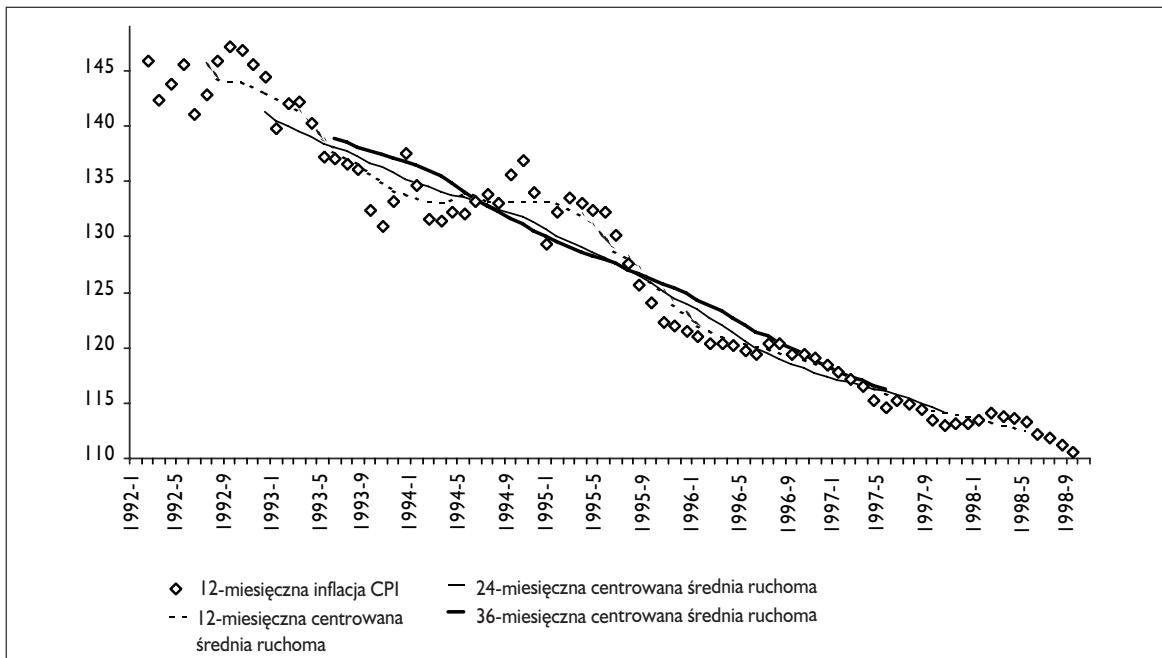
ruchy cenowe nie przekazują żadnej takiej informacji? Oczywiście nie i wydaje się logiczne, aby budować indeks inflacji bazowej, który wykorzystywałby cenne informacje cenowe w sposób bardziej elastyczny, bez automatycznego odrzucania konkretnych kategorii CPI, jak jest to robione w dwóch metodach opisanych powyżej. Wydaje się, że średnie przycięte i percentyle spełniają warunki efektywnego spożytkowania dostępnych informacji cenowych i praktycznie nie wymagają decyzji o charakterze uznaniowym.

W kolejnych częściach opracowania przedstawiona jest analiza poszczególnych metod. Każda część zawiera ocenę, dokonaną przy użyciu tej samej definicji efektywności. W całym opracowaniu niektóre terminy używane są zamiennie. Bazowa inflacja będzie czasami nazywana trendem inflacyjnym. Inflacja CPI będzie określana jako oficjalna lub konwencjonalna stopa inflacji.

## 2.3. Empiryczne rozkłady zmian cen w latach 1995–1998

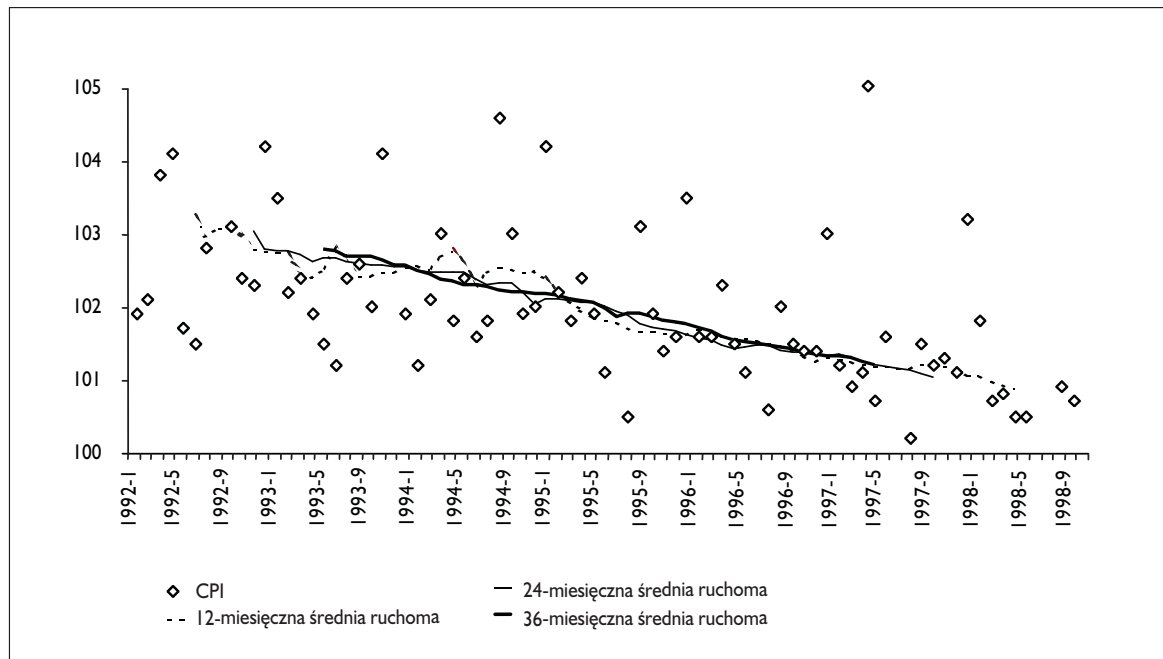
W celu uzasadnienia przycięcia rozkładu zmian cen dla uzyskania miary inflacji bazowej popatrzymy na charakterystykę rozkładów empirycznych. Rysunek 1 przedstawia 12-miesięczne stopy inflacji CPI wraz z 12-, 24- i 36-miesięcz-

Rysunek 1. 12-miesięczna inflacja CPI oraz 12-, 24- i 36-miesięczne centrowane średnie ruchome



[11] Gdzie procenty odnoszą się do wag w koszyku, a nie do ilości kategorii.

Rysunek 2. Inflacja CPI w ujęciu miesięcznym oraz 12-, 24- i 36-miesięczne centrowane średnie ruchome



nymi centrowanymi średnimi ruchomymi. Dolny diagram przedstawia ten sam zestaw szeregów czasowych dla inflacji miesiąc do miesiąca.

Autor używa scentrowanych średnich ruchomych rzeczywistej inflacji CPI jako miary trendu inflacyjnego, to znaczy faktycznie inflacji bazowej. Definicja bazowej inflacji porównawczej zapewne będzie poddana krytyce, ponieważ ma ona fundamentalne znaczenie dla poszukiwania idealnej miary inflacji bazowej. Centrowane średnie ruchome należą do najczęściej używanych w literaturze. Jak wskazał Bryan (1997), centrowane średnie ruchome są bliskie panującemu powszechnie pojęciu inflacji bazowej. Uzasadnienie ich używania jako historycznego [12] przybliżenia inflacji bazowej leży w ich zdolności do odzwierciedlenia trendu bardziej długofalowego w odniesieniu do uśrednianej zmiennej, czym właśnie koncepcyjnie powinna być inflacja bazowa. Ujmując rzecz bardziej formalnie, równanie (7) w części 2 sugerowało, że przez uśrednianie stóp inflacji o wysokiej częstotliwości pozbywamy się szumu, znikającego na skutek kumulacji w czasie, i otrzymujemy bardziej dokładne oszacowanie rzeczywistych ruchów cen.

Rysunki pokazują jak niestabilna jest inflacja CPI liczona w skali miesięcznej, a nawet 12-miesięczna, a także jak średnie ruchome wygładzają szeregi czasowe. Wybór indeksu dla porównawczej średniej ruchomej jest także zagadnieniem o charakterze uznaniowym. Oczywiście jest, że poszerzenie horyzontu, w którym dokonuje się uśrednianie, redukuje niestabilność szeregu, jednakże dużym kosztem w postaci utraty części obserwacji. Bryan i Cecchetti (1997) oraz Cecchetti (1998) używają 36-miesięcznej średniej ruchomej rzeczywistej inflacji CPI w USA i traktują ją jako najlepsze przybliżenie inflacji w jej tendencji. W niniejszym opracowaniu autor zdecydował się użyć miary 24-miesięcznej, opierając się na tym, że jest ona dostatecznie dobrym przybliżeniem polskiego trendu [13] i pozwala wykorzystać więcej obserwacji.

Na rysunkach widzimy, że zarówno miesięczna, jak i roczna inflacja zawierają znaczny poziom szumu, oceniając według przybliżenia inflacji podstawowej przez średnie ruchome. Dlatego popełnia się znaczny błąd używając rocznej inflacji CPI dla wnioskowania o bieżącym trendzie inflacyjnym.

By uzyskać lepszy obraz rozkładów indywidualnych stóp inflacji wszystkich składników CPI w ciągu miesiąca,

[12] Jasne jest, że możemy obliczać jedynie centrowane średnie ruchome dla danych historycznych ponieważ dla średniej za  $k$  okresów w czasie  $t$  potrzebujemy  $k/2$  obserwacji wykraczających poza  $t$ .

[13] Oczywiście jakikolwiek osąd co do długości horyzontu uśredniania jest dyskusyjny. Niemniej jednak, w przypadku gospodarek w okresie przejściowym (jak gospodarka polska w okresie objętym próbą) rozsądne jest założenie, że sam trend jest bardziej zmienny i stąd pożądane wydaje się ustalenie węższego horyzontu. Biorąc to pod uwagę, problem wyboru właściwego horyzontu jest problemem raczej teoretycznym w tym konkretnym przypadku, zważywszy stosunkowo małe różnice pomiędzy miarą 24- i 36-miesięczną.

kwartału lub roku, konieczne jest obliczenie statystyk opisowych tych rozkładów. W tym celu autor użył próbki 01.1995 do 07.1998 na poziomie dezagregacji 205 do 207 pozycji (zależnie od roku). Wszystkie statystyki opisowe zostały obliczone z częstotliwością miesięczną, kwartalną i roczną ( $k =$  odpowiednio 1, 3 i 12). Okresy wielomiesięczne zostały otrzymane przez kumulację obserwacji miesięcznych w ciągu 3 i 12 miesięcy przy nakładających się interwałach czasowych, tak że wynikający stąd zestaw danych zawiera 43 obserwacje miesięczne (01.1995 – 07.1998), 41 obserwacji kwartalnych (03.1995 – 07.1998) oraz 31 obserwacji rocznych (12.1995 – 07.1998).

Wzorując się na większości badań w tym obszarze, a konkretnie na Rogerze i Cecchettim, autor używa następujących definicji momentów ważonych [14]:

$$\Pi_t^k = \sum w_{it} \pi_{it}^k$$

definiuje inflację CPI w okresie  $k = 1, 3$  lub 12 miesięcy, obliczoną jako ważona suma i komponentów przy użyciu zmiennych w czasie wag  $w_i$ .

Następnie,  $r$ -ty moment ważony wokół średniej (inflacji CPI) jest definiowany jako:

$$m_{rt}^k = \sum_i w_{it} (\pi_{it}^k - \Pi_t^k)^r$$

a współczynniki skośności i kurtozy (skalowany trzeci i czwarty moment centralny):

$$\text{skośność} \quad S_t^k = \frac{m_{3t}^k}{[m_{2t}^k]^{3/2}}$$

i kurtoza

$$K_t^k = \frac{m_{4t}^k}{[m_{2t}^k]^2}$$

Tabela 1 pokazuje statystyki opisowe miesięcznych, kwartalnych i rocznych indywidualnych stóp inflacji. Dla każdej częstotliwości wszystkie dostępne obserwacje zostały zebrane razem i obliczono dla nich średnią i medianę skośności i kurtozy (wraz z ich odchyleniem standardowym).

Główna informacja wyłaniająca się z tabeli mówi o konsekwentnie wysokiej skośności [15]. Oznacza to, że w badanym okresie proces inflacji był zdominowany przez kilka niezwykle dużych skoków cenowych. Warto również zauważyć, że chociaż nie ma korelacji pomiędzy częstotliwością pomiaru skośności, a wartością średniej lub mediany momentu, istnieje wyraźna ujemna relacja pomiędzy częstotliwością a odchyleniem standardowym skośności. Wskazuje to na fakt, że rozkłady obliczane w dłuższym horyzoncie charakteryzują się mniej rozproszonymi wartościami skośności. Dlatego zajmując się miesięcznymi danymi o inflacji, należy być świadomym nie tylko wysokiej skośności obecnej w rozkładach, ale także jej relatywnie wysoko rozproszonych wartości.

Inną interesującą cechą rozkładów jest ich wysoka kurtoza [16]. We wszystkich przypadkach kurtoza znacznie przekracza 3 – wartość charakteryzującą rozkład normalny. Obecność znacznych "ogonów" w rozkładzie, wykryta przez wysoką kurtozę, sugeruje, że przypadkowe próbki z takiego rozkładu mogą dać w efekcie "niereprezentatywne" wartości.

Podobne badania na temat innych krajów potwierdzają obecność zarówno dodatniej skośności, jak i wysokiej kurtozy w danych opisujących inflację. Niemniej jednak, według najlepszej wiedzy autora, polskie dane o inflacji należą do najbardziej prawoskośnych i leptokurtycznych (posiadających największe "ogony"). Zjawisko to może być dość łatwo wyjaśnione przez wysoką sezonowość danych (szczególnie przy tak wysokim poziomie dezagregacji) [17].

Tabela 1. Wazona skośność i kurtoza rozkładów cen

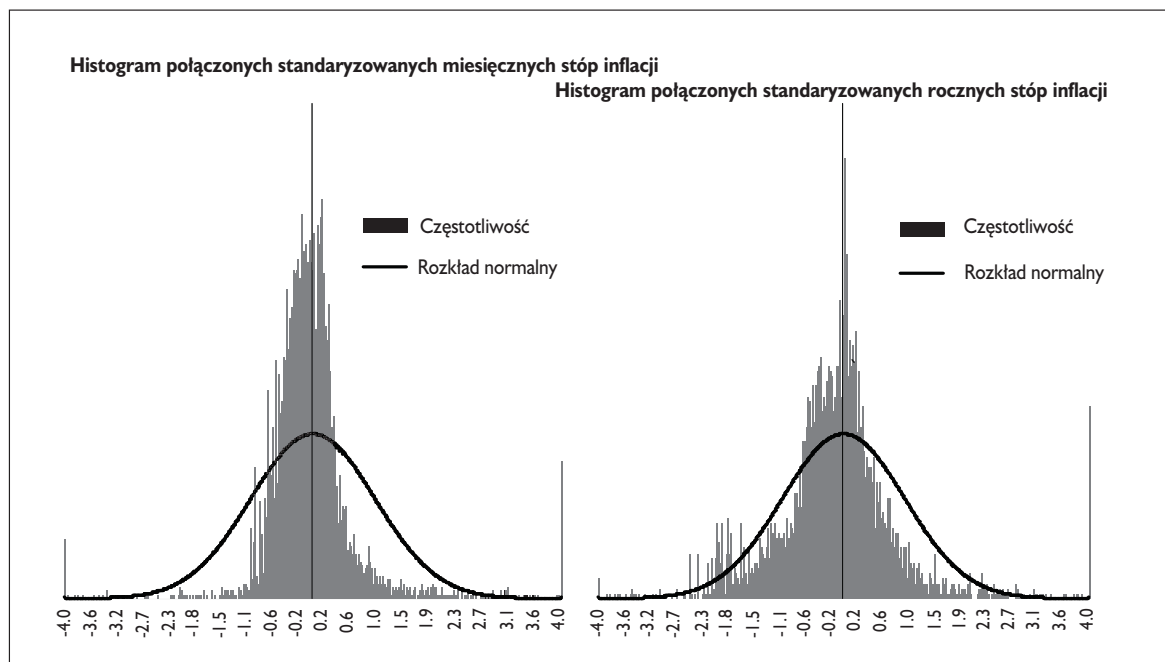
		Miesięczna	Kwartalna	Roczna
Skośność	Średnia	0,43	0,33	1,03
	Mediana	1,61	0,45	0,88
	Odchylenie standardowe	2,90	2,19	1,26
Kurtoza	Średnia	16,37	11,57	16,42
	Mediana	14,75	12,02	8,58
	Odchylenie standardowe	11,46	5,86	19,29

[14] Momenty konwencjonalne w jasny sposób przypisują równe wagi wszystkim obserwacjom i dlatego dają zakłócony obraz rozkładu zmian cen. Przy obliczaniu momentów ważonych standardowy CPI staje się po prostu pierwszym momentem centralnym.

[15] Skośność charakteryzuje stopień asymetrii rozkładu wokół jego średniej. Dodatnia skośność wskazuje rozkład z częścią asymetryczną rozciągającą się w kierunku wartości bardziej dodatnich. Skośność ujemna wskazuje rozkład z częścią asymetryczną rozciągającą się w kierunku wartości bardziej ujemnych.

[16] Kurtoza charakteryzuje stosunkowo znaczny stopień, w jakim rozkład jest stromy lub spłaszczony w stosunku do rozkładu normalnego. Dodatnia kurtoza wskazuje na stosunkowo stromy rozkład, a kurtoza ujemna – stosunkowo płaski rozkład.

Rysunek 3. Histogram połączonych standaryzowanych miesięcznych i rocznych stóp inflacji



Dla lepszego intuicyjnego, rzeczywistego obrazu rozkładu, 43 rozkłady miesięcznych zmian indywidualnych cen zostały zestandaryzowane [18] i zebrane razem dla uzyskania histogramu. Ponieważ występuje tu 204–207 kategorii CPI, łączna ilość obserwacji wynosi 8844. Ta sama procedura została zastosowana do danych rocznych i powstałe w ten sposób histogramy zostały pokazane na rysunku 3.

Rozkłady empiryczne istotnie odbiegają od rozkładu normalnego. Zarówno rozkłady miesięczne, jak i roczne mają bardziej ostre szczyty i większe "ogony" (symptomy wysokiej kurtozy), aczkolwiek w rozkładzie rocznym jest to mniej widoczne. Oba są także mocno skośne w prawo, to znaczy istnieje więcej niezwykle wysokich obserwacji dodatnich niż ujemnych. Pionowe proste na poziomie  $-4$  i  $4$  wskazują łączną częstotliwość obserwacji empirycznych, które znajdują się w odległości większej od średniej niż 4 obserwacje standardowe odpowiednio na lewo i na prawo (w porównaniu z praktycznie zerem dla rozkładu normalnego).

Powyższe omówienie jasno pokazuje, że rozkład indywidualnych stóp inflacji jest bardzo odległy od normalnego, niezależnie od częstotliwości badania danych. Jest on skośny w kierunku prawym i ma duże "ogony".

Przyjmując rozkład indywidualnych stóp inflacji wszystkich składników CPI w okresie, powiedzmy, jednego miesiąca jako losowy wybór z bazowej populacji wszystkich stóp inflacji w tym okresie, możemy dokonać redefinicji naszych poszukiwań inflacji bazowej. Stają się one zagadnieniem polegającym na znalezieniu najbardziej efektywnego estymatora bazowej średniej.

Dokładne omówienie uzasadnienia statystycznego tego podejścia można znaleźć u Rogera (1997). Dla celów niniejszego opracowania autor ograniczy się do krótkiego wyjaśnienia intuicyjnego.

Ponieważ traktujemy zaobserwowane indywidualne stopy inflacji jako próbkę z interesującej nas populacji bazowej, powinniśmy uwarunkować nasze oszacowanie tendencji centralnej w zależności od typu populacji, z której próbkę pobieramy. Statystyka mówi nam, że w przypadku rozkładu normalnego najlepszym i najbardziej efektywnym estymatorem średniej z populacji jest średnia próbki. Niemniej jednak, jeśli nie jesteśmy pewni co do kształtu rozkładu, albo jeśli wiemy, że nie jest to rozkład normalny, wtedy średnia próbki [19] może nie być najbardziej efektywnym estymatorem spośród ich rodziny. Konkretnie, jeśli bazowy rozkład jest skośny

[17] Istnieją dwa bardzo podstawowe i wyróżniające się rodzaje sezonowości w polskich danych na temat inflacji – "naturalny" (spowodowany np. przez pogodę) oraz "sztuczny" (związany z administrowaniem cenami). W sprawie szczegółowego omówienia patrz Koen (1997) i Woźniak (1998).

[18] Średnie i wariancje rozkładu dla każdego miesiąca są różne. Standaryzacja zapewnia, że po ich zebraniu razem przedstawiają one zestaw obserwacji nadający się do interpretacji.

[19] Niemniej pozostaje ona dalej nieobciążona.

i bardzo nachylony, istnieje większa szansa otrzymania rozkładu w próbie, zawierającego obserwacje niereprezentatywne dla tendencji centralnej. Dlatego też prosta średnia, która waży wszystkie obserwacje jednakowo, będzie miała tendencję do przekazywania zakłóconego obrazu rozkładu bazowego.

Tabela I i dalsze rysunki pokazują jasno, że rozkład indywidualnych stóp inflacji jest bardzo odległy od normalnego, niezależnie od częstotliwości badania danych. Jest on trwale skośny w kierunku prawym i ma duże "ogony". Stąd łatwo jest zauważyć, że średnia próbki (ważona czy nie ważona) poprzez obecność w niej obserwacji ekstremalnych może nie odzwierciedlać "prawdziwej" tendencji centralnej.

## 2.4. Średnie przycięte

### 2.4.1. Ujęcie intuicyjne

Wiele słabości prostej średniej z próbki jako estymatora rozkładów innych niż normalne, skłoniło ekonomistów i statystyków do poszukiwania lepszego estymatora. Średnie przycięte są jednym z najbardziej efektywnych i wszechstronnych sugerowanych narzędzi. Konceptyjnie ich budowa opiera się na fakcie, że można zasadniczo zredukować niepożądane własności średniej próbki przez obcięcie z rozkładu najbardziej ekstremalnych obserwacji. Intuicyjne wytłumaczenie jest oczywiste: jeśli leżące na skraj rozkładu zmiany cen powodują, że średnia próbki daje zakłócony obraz "prawdziwej" inflacji, lepiej będzie jeśli zmiany te nie zostaną włączone do obliczeń.

Najbardziej systematyczna metoda, zaproponowana w literaturze, obejmuje obcięcie rozkładu o pewien procent, powiedzmy  $t\%$ , symetrycznie z obu stron.  $T$  odnosi się nie do ilości obserwacji, lecz do wag w koszyku tak, że średnia przycięta o  $t\%$  jest po prostu średnią ważoną  $(100 - 2t)\%$  obserwacji środkowych. Jeśli rozkład jest symetryczny (tak jak normalny lub do niego zbliżony), obcięcie średniej o jakikolwiek procent nie zmienia średniej. Jeśli jednak rozkład jest skośny (co występuje w przypadku danych cenowych), obcięcie wpłynie na

średnią próbki poprzez odrzucenie najbardziej ekstremalnych wartości, które pociągnęły średnią do góry (skośność dodatnia) lub do dołu (skośność ujemna).

Bryan i inni (1997) przeprowadzają serię eksperymentów, opartych na sztucznie wygenerowanych rozkładach ze zmienną kurtozą. Odkrywają oni, że obcięcie tworzące efektywne [20] oszacowania średniej "rzeczywistej" wzrasta monotonicznie wraz z kurtozą populacji bazowej [21]. Hogg (1967) podaje prostą regułę w zakresie wyboru "odpornego" estymatora. Na podstawie szerokich eksperymentów Monte Carlo (w zakresie znacznie szerszego wachlarza rozkładów) sugeruje on, że jeśli rozkład jest stosunkowo mało kurtyczny (kurtoza pomiędzy 2 a 4), to znaczy bliski rozkładowi normalnemu, średnia próbki daje dobre rezultaty. Jednakże, jeśli kurtoza wynosi pomiędzy 4 a 5,5, 25-procentowa średnia przycięta jest lepsza. Natomiast dla relatywnie bardzo nachylonych rozkładów (kurtoza  $> 5,5$ ) mediana próbki (która jest 50-procentową średnią przyciętą) daje najlepsze efekty. Niemniej jednak, rezultaty nie zostały wyprowadzone analitycznie i mogą nie mieć jednakoowej siły zastosowania w stosunku do wszystkich rozkładów. Ponadto, schemat ten, jakkolwiek prosty, nie bierze pod uwagę w swych sugestjach ciągu pośrednich wartości obciążenia, które w poszczególnych warunkach rozkładu mogą się równie dobrze okazać skuteczniejsze niż rekomendowane przez Hoggę.

Biorąc pod uwagę, że empiryczny rozkład zmian cen w Polsce w latach 1995–1998 jest mocno skośny (tabela I), jaki procent koszyka powinien być odrzucony z obliczeń w celu otrzymania najlepszych estymatorów bazowej średniej? Czy jest nim mediana, jak sugeruje Hogg, obecnie używana 0-procentowa średnia przycięta, czyli CPI, a może jakaś inna statystyka? Wzorując się na Bryanie i innych (1997) oraz innych zbliżonych badaniach, autor wybrał kryteria efektywności wynikające ze średniego błędu kwadratowego (RMSE) i średniego odchylenia bezwzględnego (MAD). Porównawczą inflacją bazową jest, jak ustalono wcześniej, 24-miesięczna centrowana średnia ruchoma [22].

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x_i)^2} \quad MAD = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |x_i|$$

[20] Autorzy definiują efektywność w kategoriach średniego błędu kwadratowego (RMSE) oraz średniego odchylenia standardowego (MAD). Definicje te będą również używane w niniejszym opracowaniu.

[21] Autorzy ostrzegają, że rezultaty powinny być traktowane jedynie jako ilustracja i nieodłączne jedynie z rozkładami, które rozważają. Zdają sobie oni sprawę z braku generalnych rezultatów analitycznych dotyczących związku pomiędzy momentami rozkładu bazowego, a rozmiarem optymalnego obciążenia.

[22] Te dwa wybory (kryteria efektywności i inflacja porównawcza) mają zasadnicze znaczenie dla rezultatów otrzymanych w niniejszym opracowaniu. Może się zdarzyć, że poprzez wybór innego zestawu założeń otrzyma się inne odpowiedzi. Niemniej jednak, autor uważa, że podstawowa ilość rezultatów zaprezentowanych w niniejszym opracowaniu jest raczej odporna na założenia alternatywne.



## 2.4.2. Poszukiwanie efektywnego obciążenia

Ponieważ miesięczne, kwartalne i roczne stopy inflacji różnią się fundamentalnie w kategoriach zawartych w nich informacji, efektywne obciążenie (jak również wszystkie estymatory inflacji bazowej opisane dalej) są określane osobno dla każdej częstotliwości. Proces określania efektywnego obciążenia obejmuje następujące kroki:

– Rozkład zmian cen dla danej częstotliwości ( $m$ ,  $q$  i  $a$  dla danych odpowiednio miesięcznych, kwartalnych i rocznych) jest sortowany w porządku rosnącym wraz z odpowiadającymi im wagami.

– Znajdowana jest skumulowana waga  $W_{trim}$  przez kumulację wag od góry do dołu posortowanego rozkładu, tak, że

$$W_{trim} = \sum_{i=1}^{trim} w_i$$

– Zbiór pozycji CPI związanych z wartościami  $i$ , spełniającymi nierówność:

$$\frac{trim}{100} < W_i < \left(1 - \frac{trim}{100}\right)$$

przedstawia środkowy  $(100 - 2 * trim)$  % ruchów cen.

– Zdefiniowany powyżej zestaw jest obciążony koszykiem, z którego wyliczamy średnią ważoną. Ta średnia ważona jest  $t$ -procentową średnią przyciętą.

W rodzinie średnich przyciętych istnieją dwa przypadki graniczne. Zero-procentowa średnia przycięta jest zwykłą średnią ważoną, to znaczy dokładnie CPI, a 50-procentowa średnia przycięta to mediana.

W celu znalezienia najbardziej efektywnego przycięcia, rozkład jest krok po kroku obciążony z od 0% do 50% obserwacji (według wagi w koszyku) i obliczane są odpowiednie średnie ważone. Procedura ta daje łącznie 501 średnich przyciętych dla każdego okresu (jednostkowy wzrost obciążenia wynosi 0,1%). Średnie są następnie odejmowane od inflacji bazowej (to znaczy centrowanej 24-miesięcznej średniej ruchomej rzeczywistego CPI) i wynikające stąd odchylenia używane są do obliczenia dwóch wcześniej wprowadzonych miar efektywności: średniego błędu kwadratowego (RMSE) i średniego odchylenia bezwzględnego (MAD).

Rysunek 4 przedstawia wartości RMSE i MAD dla miesięcznych, kwartalnych i rocznych średnich przyciętych jako funkcję obciążenia. Możemy jasno dostrzec, że funkcja ta jest wysoce nieliniowa i w niektórych przypadkach posiada wielokrotne minima lokalne. Pogrubiona linia pionowa oznacza minimum globalne, a odpowiednie obciążenie jest wpisane na górze. Obciążenia minimalizujące RMSE i MAD są następujące [23]:

– Dla stóp miesięcznych – 50-procentowe obciążenie daje medianę,

– Dla stóp kwartalnych – 48-procentowa średnia przycięta,

– Dla stóp rocznych – 46-procentowa średnia przycięta.

Nie powinno być niespodzianką, że w miarę podnoszenia częstotliwości kryteria efektywności wskazują na niższe optymalne obciążenie. Jak pokazano w tabeli 1, stopy inflacji o większej częstotliwości charakteryzują się historycznie większą kurtozą. Dlatego też rezultat empiryczny jest zgodny z wnioskami Hogga (1967) oraz Bryana i innych (1997), nakreślonymi wcześniej, które przewidują, że efektywne estymatory powinny odrzucać więcej obserwacji w miarę wzrostu kurtozy rozkładu bazowego.

Warto zauważyć inną informację, która wylania się z rysunku, mówiącą, że stosunkowo mocno przycięte średnie okazują się być optymalnymi estymatorami trendu inflacyjnego. Bryan i inni (1997) doszli do wniosku, że optymalnym obciążeniem dla danych cenowych w USA w latach 1967–1997 jest zaledwie 9%. Kluczową różnicą jednakże, która wydaje się tworzyć takie zróżnicowanie, jest liczba użytych kategorii CPI – 36 dla USA w porównaniu do 207 w niniejszym opracowaniu. Autorzy przeprowadzają serię testów odporności i dochodzą do wniosku, że dezagregowanie danych cenowych w coraz bardziej szczegółowe kategorie tworzy bardziej leptokurtyczne rozkłady, wymagające obciążenia wyższego rzędu. Zestaw danych, użyty w niniejszym opracowaniu jest z pewnością wysoce zdezagregowany i daje nieodmiennie rozkłady o dużej kurtozie. Autor uważa, że jest to głównym powodem dla wysokich obciążen optymalnych, otrzymanych w obliczeniach.

Rysunek 5 prezentuje graficzne porównania średnich przyciętych, otrzymanych przez minimalizację kryteriów efektywności z inflacją CPI i jej 24-miesięczną centrowaną średnią ruchomą. Widać, że średnie przycięte są znacznie mniej niestabilne niż powszechny CPI i wydają się ukazywać trend inflacji znacznie mniej obciążony szumem.

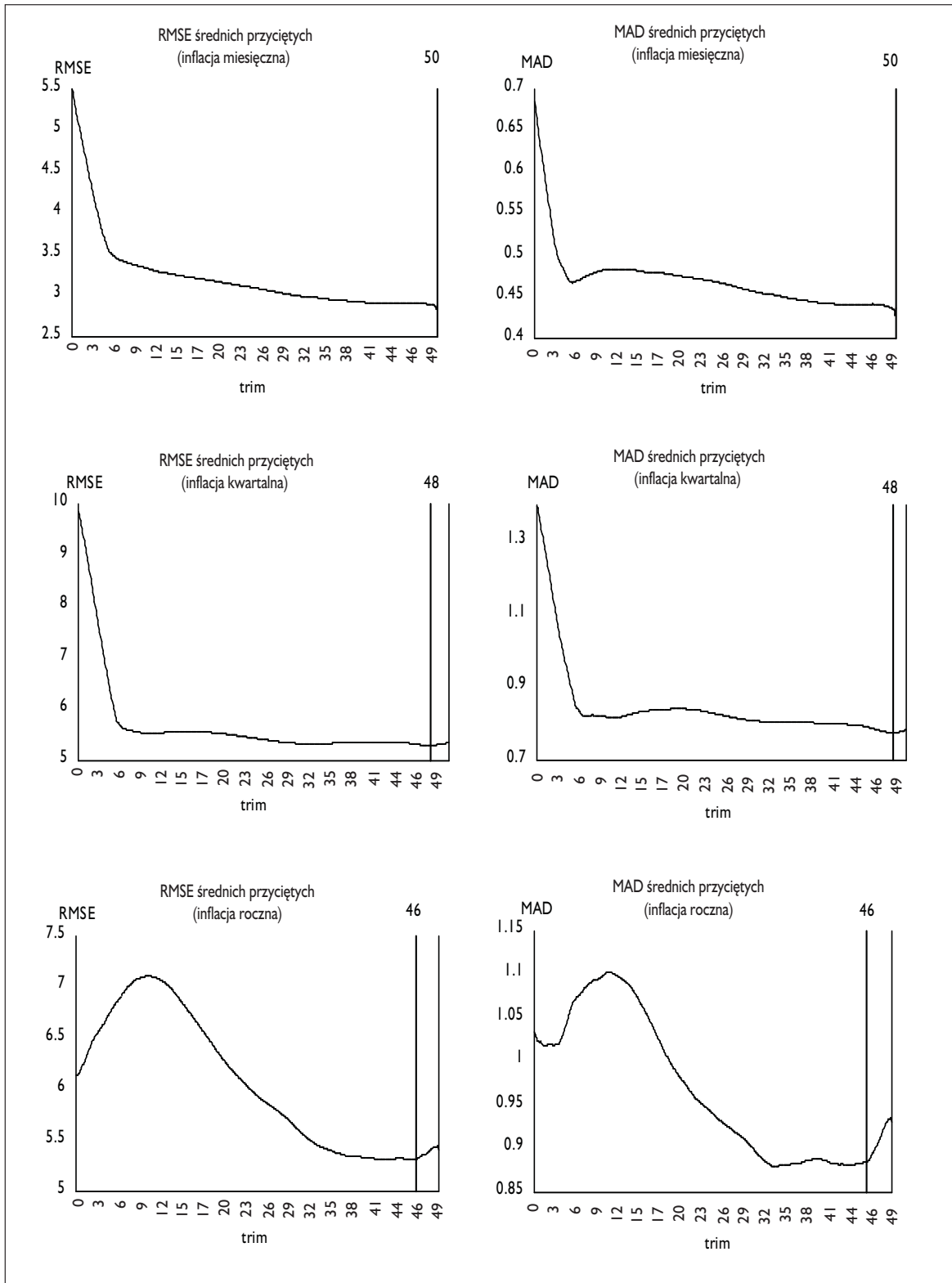
## 2.5. Percentyle średniej próbk

### 2.5.1 Ujęcie intuicyjne

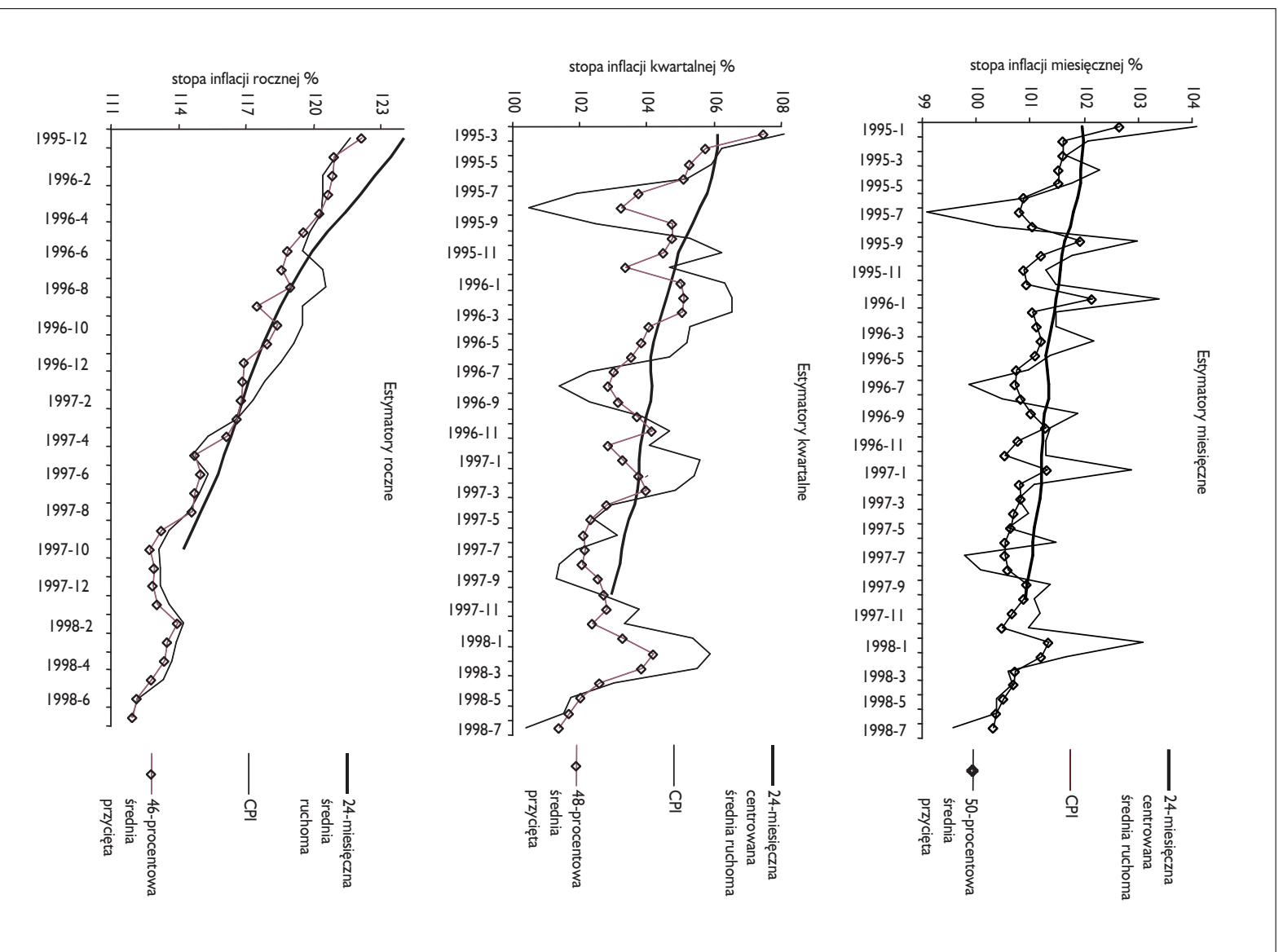
Jedną z najważniejszych właściwości optymalnego estymatora percentylowego średniej bazowej jest jego nieobciążoność. Literatura podaje następujące rozumowanie. Ponieważ średnie próbek są nieobciążone, Roger (1997) uważa, że, poprzez przechodność, percentyl rozkładu empiryczne-

[23] Dla danych kwartalnych okrojeniem minimalizującym RMSE i MAD było odpowiednio 48,4% i 47,6%. Dla danych rocznych – odpowiednio 46,5% i 45,8%. Niemniej jednak, w kategoriach całkowitych punktów procentowych można te wartości zaokrąglić do 48% i 46% z nieistotną stratą dokładności.

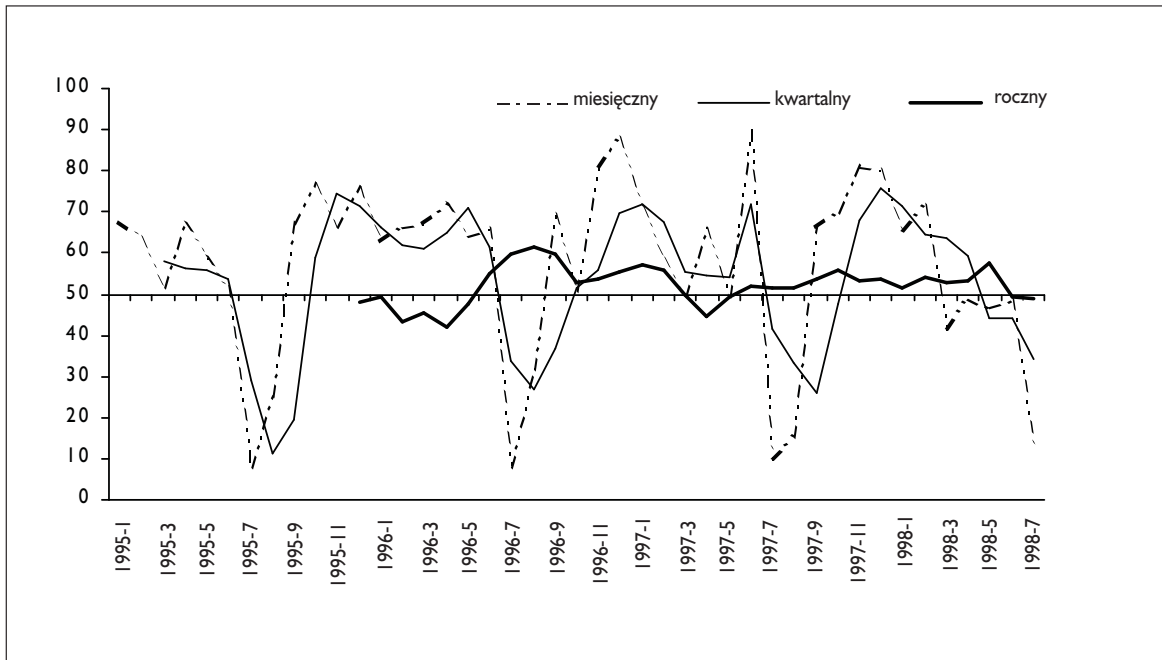
Rysunek 4. Efektywność estymatorów w postaci średniej przyciętej: RMSE i MAD



Rysunek 5. Efektywne średnie przycięcie



Rysunek 6. Percentyle średniej próbki



go, który przeciętnie odpowiada średniej próbki, powinien również być nieobciążonym estymatorem średniej populacji [24]. Jak wspomniano wcześniej, przy każdym rozkładzie symetrycznym 50-ty percentyl spełni ten warunek. Dla rozkładów skośnych w kierunku prawym odpowiedni percentyl wyniesie ponad 50, zaś przy skośności w kierunku lewym znajdzie się on poniżej 50. W niniejszej części autor określi mianem **percentyla średniej próbki** taki percentyl, który odpowiada średniej próbce rozkładu empirycznego. Dla populacji, percentyl odpowiadający średniej populacji będzie nazywany **percentylem średniej populacji**.

Oczywiste jest, że w danym okresie średnia próbki nie zawsze będzie odpowiadała medianie próbki. Innymi słowy, w kategoriach rozkładu empirycznego zmian cen zwykła średnia stóp inflacji całego koszyka wydatków nie będzie odpowiadać medianie zmian cen. Rysunek 6 przedstawia percentyle średniej próbki obliczone dla całego okresu objętego próbka, dla danych miesięcznych, kwartalnych i rocznych. Uderzające jest, że dla obserwacji miesięcznych średnia próbki może się znaleźć poniżej 10-tego lub powyżej 90-tego percentyla. Oznacza to, że w pewnych momentach tylko 10% lub, w innych momentach, aż 90% kategorii CPI [25] podlega zmianom cen mniejszym, niż zanotowany CPI. Widoczne jest również,

że szereg jest wysoce niestabilny oraz, że niestabilność zmniejsza się wraz z rosnącą częstotliwością. Szereg roczny wyróżnia się tym, że ma znacznie mniej odchyłeń, niż pozostałe.

Szeregi miesięczny i kwartalny są również wysoce sezonowe. Miesiące letnie (lub trzecie kwartały), w których zanotowany historycznie CPI był najniższy (z powodu dodatniego, sezonowego wstrząsu w zakresie podaży żywności), charakteryzują się niskimi percentylami średnich próbki. Z drugiej strony, skumulowane, administracyjne wzrosty w pierwszych 2 lub 3 miesiącach roku (lub pierwszym kwartale) tworzą wysoką skośność dodatnią, mającą odzwierciedlenie w wysokich percentylach średnich próbki.

Niemniej jednak można zauważyć, że nawet przy dużej niestabilności przeciętny percentyl średnich próbki nie zmienia się istotnie w próbce. Rysunek 7 przedstawia ewolucję średnich arytmetycznych i median percentyli średnich próbki dla każdej częstotliwości w dostępnym okresie [26]. Zarówno średnie, jak i mediany są stosunkowo stabilne i położone znacznie powyżej 50% typowych dla rozkładu normalnego. Rosną one również w widoczny sposób dla danych o wysokiej częstotliwości. Niemniej jednak, głównym wnioskiem z tabeli 2 jest

[24] Teza ta może nie wydawać się oczywista intuicyjnie, ale można go udowodnić statystycznie.

[25] Jak poprzednio, wszystkie stwierdzenia odnoszą się do wag w koszyku, a nie do liczby obserwacji.

[26] Pierwsze 12 dostępnych obserwacji zostało wyłączone z obliczeń przeciętnej i mediany tak, że zauważalna sezonowość nie wpływa w zbyt dużym stopniu na wynik.

względna stabilność percentyli średnich próbki w czasie, a stąd ich "odporność" i przydatność dla dalszego wnioskowania.

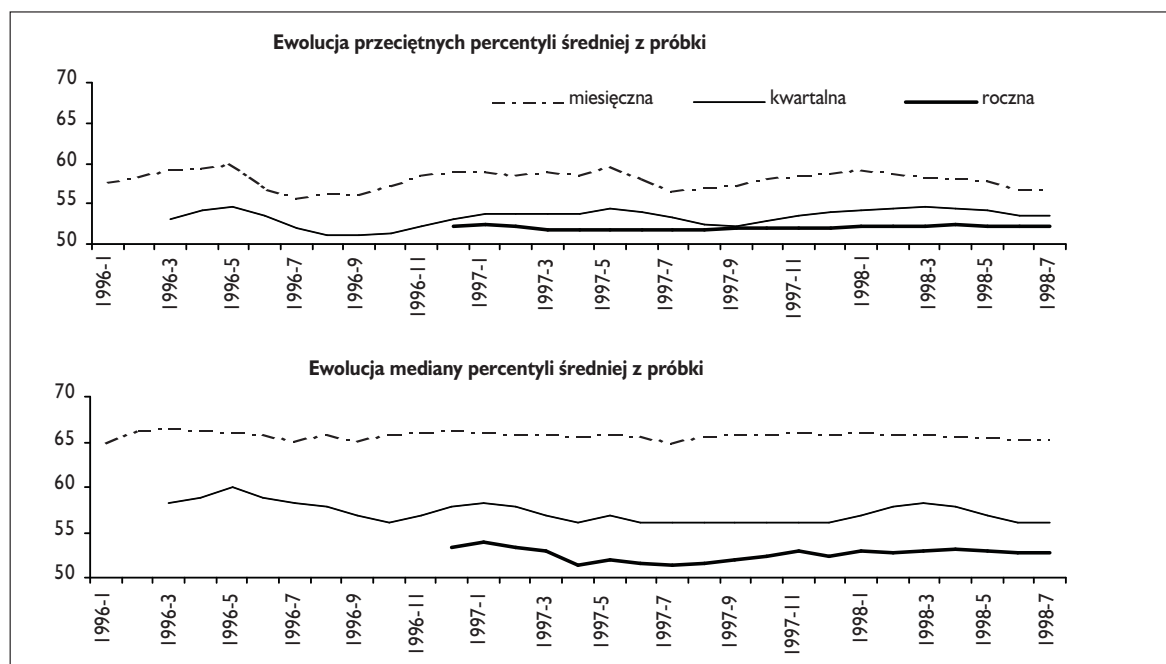
### 2.5.2. Poszukiwanie efektywnego percentyla

Zgodnie z nakreśloną powyżej logiką, "odpowiednio" dobrany percentyl średniej próbki dla całego okresu może być nieobciążonym estymatorem średniej populacji. Zanim wybór taki zostanie dokonany, warto spojrzeć na przybliżenie charakterystyki populacji "bazowej".

zowanych obserwacji przekrojowo z całej próbki oddzielnie dla każdej częstotliwości [27]. Daje to trzy duże zestawy obserwacji; według autora dostatecznie duże, by uzasadnić wnioskowanie na temat rozkładu bazowego (zbiory zawierają 8844, 8428 i 6556 obserwacji dla odpowiednio zestawów miesięcznego, kwartalnego i rocznego).

Rysunek 8 przedstawia rozkłady skumulowane tych trzech zestawów wraz z rozkładem normalnym. Rysunek jasno pokazuje, że rozkłady empiryczne różnią się od normalnego, a w szczególności dochodzą one do 50-tego percentyla (lub 50-procentowej częstotliwości) znacznie

Rysunek 7.



Ponieważ cała analiza jest oparta na pierwotnym założeniu, że rozkłady empiryczne zmian cen, obserwowane przez nas dla każdego miesiąca (kwartału, roku), są po prostu próbkami z bazowej populacji "głównych" ruchów cen, najlepszym sposobem ich przybliżenia jest użycie rozkładów empirycznych. Dokonujemy tego poprzez zebranie razem wszystkich dostępnych standary-

później niż rozkład normalny. Prawy panel rysunku przedstawia zbliżenie środkowego i najbardziej interesującego obszaru wykresu. Wykres pokazuje, że percentyl odpowiadający średniej rozkładu (zaznaczonej przez linię pionową przechodzącą przez 0) jest nieco powyżej 50%, pomiędzy 55 a 60% zależnie od częstotliwości [28].

[27] Połączenie obserwacji bez ich uprzedniej normalizacji dałoby zestaw zawierający dane z rozkładów charakteryzujących się różnymi średnimi i odchyleniami standardowymi i stąd informację trudną do zinterpretowania w kontekście tej części. Normalizacja zapewnia, że wszystkie obserwacje są wyrażone w postaci odchylenia od odpowiednich średnich i skalowane przez poszczególne odchylenia standardowe rozkładów empirycznych, z których zostały pobrane. Przez ich zebranie razem otrzymujemy zestaw zawierający zasadnicze informacje o momentach interesującego nas rozkładu, które zostały zachowane na skutek normalizacji.

[28] Jeszcze jeden dowód chronicznej skośności w kierunku prawym.

Rysunek 8. Rozkłady skumulowane. Porównanie rozkładów próbki z normalnym

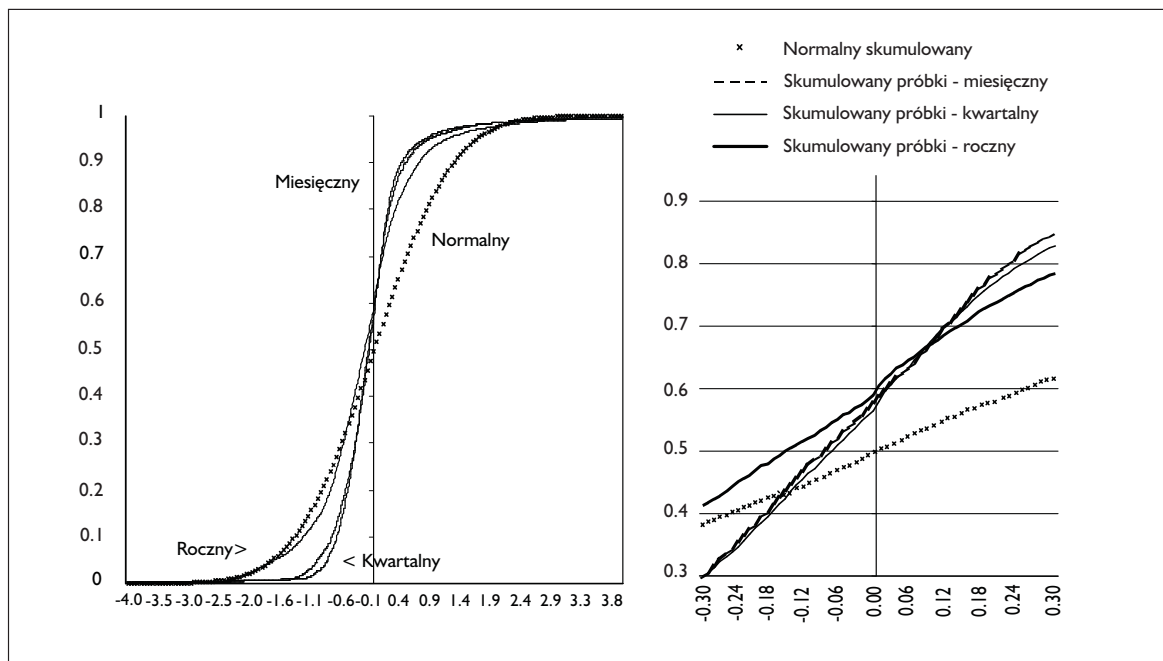


Tabela 2. Oszacowania percentyli średniej populacji

Częstotliwość danych	Średnia arytmetyczna percentyli średniej próbki	Mediana percentyli średniej próbki	Percentyl średniej próbki znormalizowanego rozkładu zbiorczego
Miesięczne	56,9	65,3	58,6
Kwartalne	53,6	56,1	58,0
Roczne	52,1	52,8	60,4

Tabela 2 przedstawia szczegółowe wyniki poszukiwania percentyla odpowiadającego średniej z populacji – percentylu średniej populacji.

Dwie pierwsze kolumny przedstawiają średnie i mediany percentyli średniej próbki, przedstawionych wcześniej na rysunkach 6 i 7. Trzecia kolumna zawiera percentyl średniej próbki dla znormalizowanego rozkładu zbiorczego, zbudowanego w sposób wyżej opisany i używanego do nakreślenia rysunku 8. Wyniki obu metod nieco się różnią, odzwierciedlając różniące się podejścia, przyjęte przy ich kalkulacji. Pierwsze dwie kolumny podają średnie i mediany dla grupy indywidualnie obliczonych percentyli średniej próbki o częstotliwości miesięcznej (lub kwartalnej i rocznej). Z drugiej strony, każda liczba w trzeciej kolumnie jest percentylem średniej z próbki pojedynczego rozkładu – znormalizowanego rozkładu zbiorczego, zbudowanego z zestawienia wszystkich dostępnych obserwacji odrębnie dla zbiorów danych miesięcznych, kwartalnych i rocznych.

Chociaż wyniki obu tych metod nieco się różnią, wszystkie wskazują na umieszczenie percentyla średniej z próbki w okolicach [29]:

- pomiędzy 57 a 59 percentylem dla danych miesięcznych,
- pomiędzy 54 a 58 percentylem dla danych kwartalnych,
- pomiędzy 52 a 60 percentylem dla danych rocznych.

Zamieszczona poniżej tabela 3 podsumowuje ostateczne wyniki poszukiwań. Jak poprzednio, głównymi kryteriami będą dwie miary odchylenia od trendu długofalowego – 24-miesięcznej centrowanej średniej ruchomej, to znaczy RMSE i MAD. Tam, gdzie optymalne percentyle, minimalizujące RMSE i MAD różniły się, użyto kryterium pomocniczego. Wzorowane jest ono na Rogerze (1997) i mierzy średnie przesunięcie percentyli od rzeczywistych CPI w ramach próbki (zdefiniowane jako prosta suma odchyleń od CPI podzielona przez ilość obserwacji). Kryterium to sprawdza czy odchylenia od indeksu CPI znoszą się wzajemnie, co byłoby bardzo

[29] Dla celów obliczeniowych mediany zostaną pominięte.

pożądaną własnością każdej miary inflacji bazowej. Optymalnym przesunięciem byłaby jego wartość jak najbliższa zeru, niezależnie od znaku. W celu wyeliminowania jakiegokolwiek obciążenia możliwą sezonowością, przesunięcie zostało obliczone jako średnia z okresów rocznych [30].

od stosowanej w celu otrzymania średniej przyciętych zaprezentowanych w 2.4. Polega ona na wyłączeniu wszystkich ruchów cen, które są "oddalone" od średniej ważonej rozkładu indywidualnych zmian cen w danym okresie bardziej niż określona ilość odchyłeń standardowych tego

Tabela 3. Percentyle optymalne

Częstotliwość	Percentyl	RMSE	MAD	Średnie roczne przesunięcie wobec CPI	Najniższe przesunięcie występuje w
Miesięcznie	57	2,630	0,360	-0,136	63(0,015)
	<u>60</u>	<u>2,719</u>	<u>0,339</u>	<u>-0,066</u>	
Kwartalnie	53	4,894	0,713	-0,26	57(-0,014)
	<u>57</u>	<u>4,972</u>	<u>0,698</u>	<u>-0,014</u>	
Rocznie	<u>57</u>	<u>3,623</u>	<u>0,755</u>	<u>0,601</u>	52(-0,075)

Pierwsza kolumna tabeli podaje percentyle minimalizujące RMSE i MAD, wraz z ich odpowiednimi wartościami w drugiej i trzeciej kolumnie. Przeciętne przesunięcia dla każdego percentyla można znaleźć w czwartej kolumnie. Ostatnia kolumna podaje konkretne percentyle, które minimalizują przesunięcie w stosunku do CPI (wraz z wartościami przesunięcia w nawiasach). Dla danych miesięcznych i kwartalnych kryteria RMSE i MAD dają różne wyniki i dlatego użyto kryterium przesunięcia. Ostateczny wybór dla każdej częstotliwości został podkreślony linią ciągłą i jest przedstawiony na rysunku 9. 60-ty percentyl okazał się najbardziej efektywnym estymatorem miesięcznym, a percentyl 57 – najbardziej efektywnym estymatorem rocznym i kwartalnym (w przypadku danych kwartalnych 57-my percentyl jest także optymalny w kategoriach kryterium przesunięcia).

rozkładu. W ten sposób eliminuje się wpływ najbardziej ekstremalnych skoków cen.

Punkty odcięcia sugerowane w literaturze są nieco arbitralne. Najbardziej powszechną praktyką jest odrzucenie wszystkich obserwacji poniżej i powyżej jednego do trzech odchyłeń standardowych od wartości średniej. Uzasadnienie takiej eliminacji wynika z charakterystyki rozkładu normalnego:

- 68,2% obserwacji znajduje się wewnątrz jednego odchylenia standardowego od średniej,
- 95,4% obserwacji znajduje się wewnątrz dwóch odchyłeń standardowych od średniej,
- 99,8% obserwacji znajduje się wewnątrz trzech odchyłeń standardowych od średniej.

Dlatego też, dla celu obliczenia bazowych ruchów cen istnieje potrzeba wyłączenia najbardziej ekstremalnych skoków lub spadków, określonych okres po okresie. Przy tej metodzie bardzo możliwe jest, że składniki rozkładu zostaną odrzucone asymetrycznie. Jeśli w jakimkolwiek okresie inflacja jest zdominowana przez wysokie wzrosty cen bez współmiernych ich obniżek (to znaczy, rozkład jest dodatnio skośny), przycinanie wg kryterium odchylenia standardowego nastąpi z jednego końca rozkładu i odetnie te duże skoki, pozostawiając do wyciągania średniej wszystkie ruchy cen poniżej średniej.

## 2.6. Średnie przycięte wg odchylenia standardowego

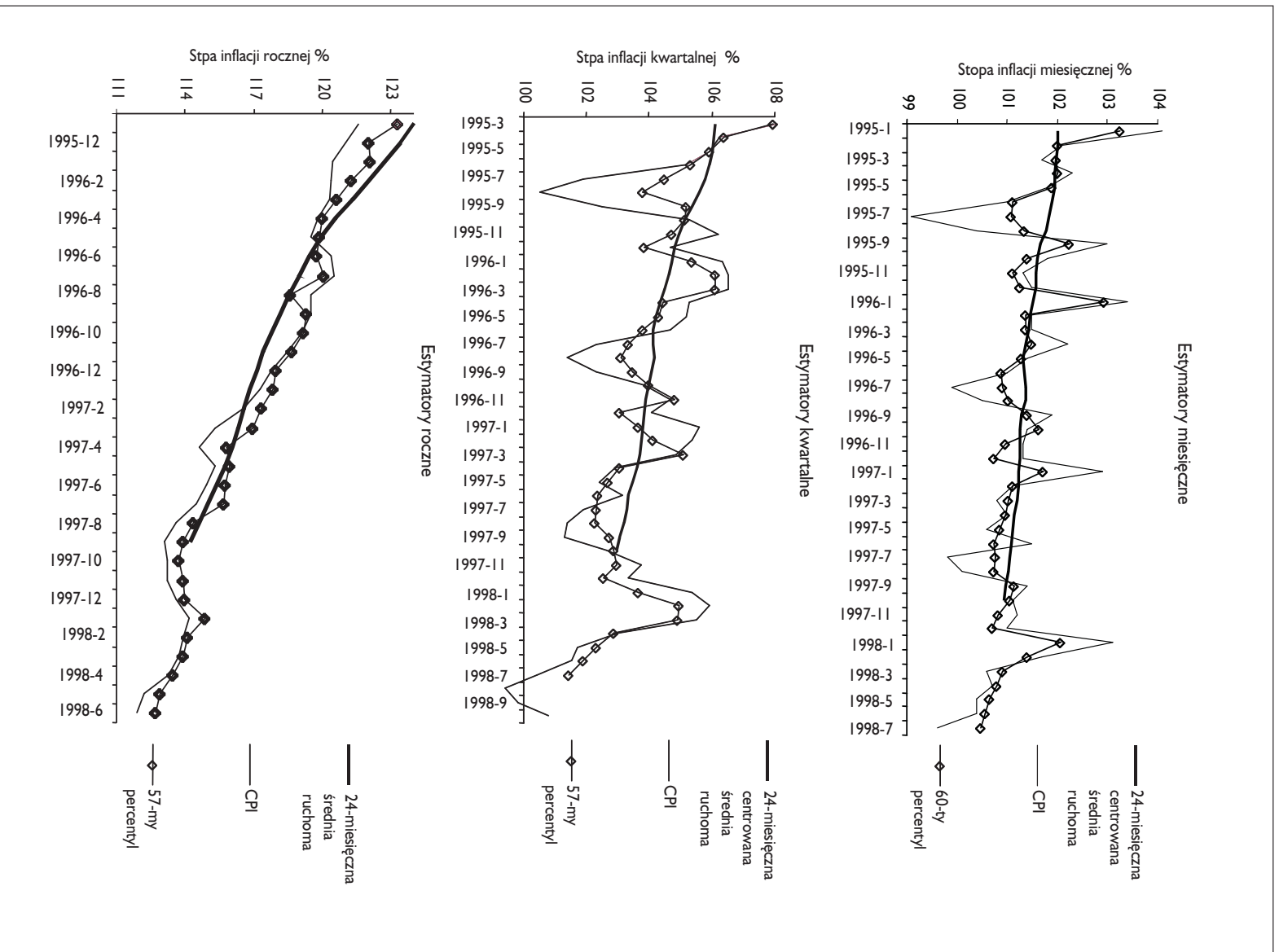
Procedura przycinania użyta w metodzie średnich przyciętych wg odchylenia standardowego jest zasadniczo różna

Tabela 4. Optymalne średnie przycięte odchyleniem standardowym

Częstotliwość danych	Punkt odcięcia – ilość odchyłeń standardowych	RMSE	MAD	Średnie roczne przesunięcie w stosunku do CPI
Miesięczne	1,0	2,910	0,449	-0,246
	<u>2,5</u>	<u>3,287</u>	<u>0,432</u>	<u>-0,065</u>
Kwartalne	1,5	5,133	0,752	-0,178
	<u>2,5</u>	<u>5,152</u>	<u>0,751</u>	<u>0,107</u>
Roczne	1,0	4,906	0,828	-

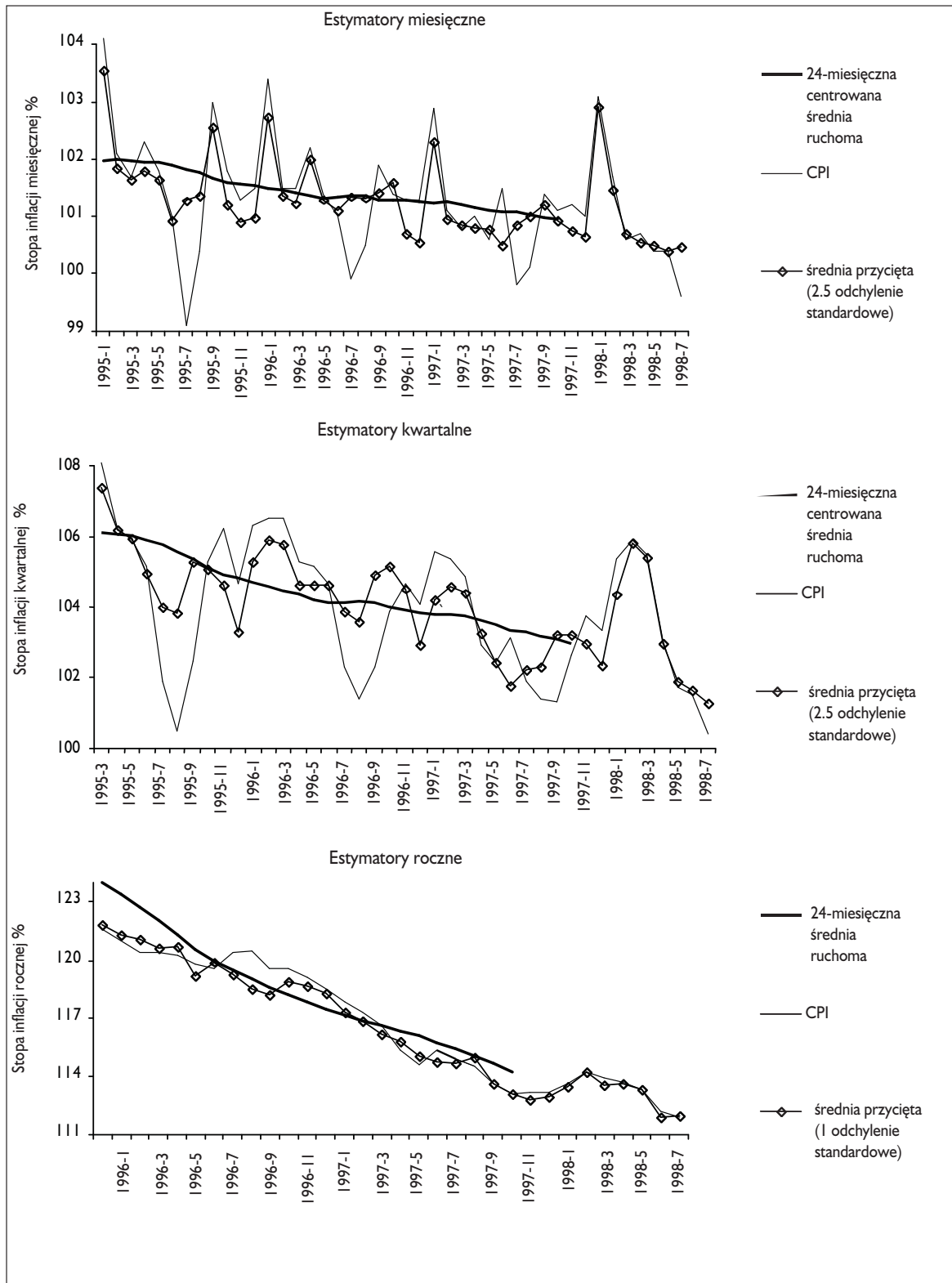
[30] W próbkę dostępne są trzy takie okresy. Autor zdecydował się użyć najbardziej aktualnego, który dał próbkę w stosunku do której obliczamy średnie przesunięcie: 08.1995– 07.1998.

Rysunek 9. Optymalne estymatory percentylowe





Rysunek 10. Optymalne średnie przycięte wg kryterium odchylenia standardowego



W celu znalezienia optymalnych miar inflacji bazowej przy użyciu tej metody procedura opisana powyżej powtarzana była sześciokrotnie dla każdej częstotliwości, przy różnych punktach odcięcia. Rozpoczynając od  $+/-3$  odchylen standardowych autor obniżał punkt odcięcia za każdym razem o 0,5 odchylenia standardowego (z obu stron rozkładu) i zakończył na zestawie  $-0,5$  odchylenia standardowego wokół wartości przeciętnej. Dla każdego wynikowego, przyciętego zestawu obserwacji obliczona została zwyczajna średnia ważona wraz ze standardowymi kryteriami efektywności w stosunku do 24-miesięcznej średniej centrowanej. Wyniki można znaleźć w tabeli 4.

Podobnie jak poprzednio, RMSE i MAD wskazały inne estymatory dla danych miesięcznych i kwartalnych. Podobnie również obliczono roczne przesunięcie i na tej podstawie określono ostateczny wybór. 2,5 odchylenia standardowego okazało się optymalnym progmem dla danych miesięcznych i kwartalnych, a 1 odchylenie standardowe było optymalne dla szeregu rocznego. Rysunek 10 przedstawia optymalne estymatory w stosunku do CPI i 24-miesięcznej centrowanej średniej ruchomej.

## 2.7. Średnie z wyłączeniami

### 2.7.1. Wyłączenia szerokich agregatów

Ostatnia część poświęcona jest średnim z całą pewnością najszerzej używanym przez banki centralne. Jest to również najłatwiejsza metoda z koncepcyjnego i obliczeniowego punktu widzenia. Technika obejmuje wyłączenie (albo ważenie wagą 0) pewnych kategorii dóbr i usług w oparciu o założenie, że ich ceny są w dużym stopniu obciążone szumem, to znaczący wpływ na zjawiska przejściowe. W konsekwencji uważa się, że ruchy tych cen zawierają mało wartościowych informacji o trendzie inflacyjnym, natomiast w przeważającej mierze odzwierciedlają przesunięcia cen relatywnych.

Od lat 70. zwyczajowo włącza się do tej kategorii żywność i energię. Uzasadnienie włączania żywności wydaje się całkiem jasne. Ceny świeżych produktów żywnościowych, mlecznych i zbożowych są szczególnie podatne na szybkie zmiany sezonowe, a także wszelkiego rodzaju naturalne i sztuczne wstrząsy cenowe. Jeśli natomiast chodzi o energię, ekonomistów skłoniły do jej włączenia do tej kategorii przede wszystkim szoki naftowe. Roger (1995) wskazuje także na inne, niemniej ważne powody. Ceny energii mogą nie być tak niestabilne, jak ceny żywności, ale

ich ruchy, raczej z małym prawdopodobieństwem odzwierciedlają presję popytowe w gospodarce. Prawie bez wyjątków są one wynikiem klasycznych wstrząsów podaźowych. To samo rozumowanie ma zastosowanie do grupy dóbr i usług, których ceny są w taki czy inny sposób regulowane przez rząd, takich jak usługi komunalne, opłaty urzędowe czy inne artykuły obciążone wysokim podatkiem akcyzowym (jak tytoń i alkohol w Polsce) [31]. Dlatego wyłączenie wszystkich tych pozycji powinno dać miarę inflacji, bliższą centralnej tendencji, odzwierciedlającej presję popytu obecne w gospodarce.

Na świecie podgrupami najpowszechniej wyłączanymi w celu obliczenia inflacji podstawowej (lub innej, równoważnej miary) są żywność i/lub energia (USA, Japonia, Niemcy, Kanada, Australia, Czechy, Węgry), opłaty urzędowe oraz koszty oprocentowania i wynajmu (Wielka Brytania, Australia i Nowa Zelandia).

Niezależnie od faktu, że metoda ta jest bardzo jasna i dobrze uzasadniona, posiada ona również poważne słabości. Problem praktyczny powstaje przy próbie zdefiniowania kategorii takich jak żywność i energia. Czy odpowiednio jest wyłączenie całego agregatu (z jego wagą bliską 40% polskiego koszyka konsumpcji), lub też wyznaczenie poszczególnych kategorii, intuicyjnie uważanych za wysoce niestabilne (jak świeże warzywa lub mięso)? Inny problem pojawia się gdy przez konsekwentne wyłączenie – powiedzmy żywności – z obliczania indeksu powstaje ryzyko utraty potencjalnie ważnych informacji. Gdy ceny żywności przesuwają się w nieco innym kierunku, niż pozostała część koszyka, obliczona bez ich udziału średnia da niedokładne oszacowanie ogólnych ruchów cen. Dlatego też systematyczne wyłączanie całych agregatów musi następować z ostrożnością, jako że wynikająca z obliczeń miara podstawowej inflacji może zostać systematycznie zaniżana lub zawyżana na skutek obciążenia.

Dla celów analizy empirycznej autor sprawdził alternatywne agregaty jako potencjalne obszary wyłączeń. Dostępny zestaw 204–207 kategorii indywidualnych stworzył bardzo szeroki zakres możliwych kombinacji. Zdrowy rozsądek ograniczył je do sześciu następujących kombinacji szerokich agregatów [32]:

1. CPI – energia, owoce i warzywa, mięso i produkty mięsne.
2. CPI – energia, owoce i warzywa, mięso i produkty mięsne, chleb, produkty zbożowe i związane z nimi.
3. CPI – energia, owoce i warzywa, mięso i produkty mięsne, chleb, produkty zbożowe i związane z nimi, produkty mleczne.

[31] Większość tych artykułów (jak papierosy i ogrzewanie) charakteryzuje się wysoce nieelastycznym popytem i dlatego ich ceny w słabym stopniu podlegają wpływom zmian popytowych.

[32] Jasne jest, że inne kombinacje zawierające te lub bardziej szczegółowe kategorie są możliwe i mogą dać inne oszacowania.

4. CPI – energia i żywność.

5. CPI – energia, żywność, artykuły i usługi regulowane (opłaty urzędowe, usługi komunalne, usługi pocztowe i telekomunikacyjne, transport).

6. CPI – energia, artykuły i usługi regulowane (opłaty urzędowe, usługi komunalne, usługi pocztowe i telekomunikacyjne, transport).

Jak poprzednio, miesięczne, kwartalne i roczne dane zostały przeanalizowane osobno. Dla każdej z sześciu powyższych definicji obliczono kryteria efektywności: RMSE i MAD i jeśli wskazały one różne szeregi optymalne, dla wyboru najlepszego estymatora użyto kryterium przesunięcia.

## 2.7.2. Wyłączenia oparte na niestabilności

Jak zauważono na początku niniejszej części, wyłączanie szerokich agregatów ma zarówno cechy pozytywne, jak i negatywne. Najpoważniejszy problem powstaje, gdy przez wyłączanie wszystkich pozycji z grupy żywność i energia, rezygnujemy z istotnych informacji o trendzie inflacyjnym, będących właśnie podstawowym celem obliczania inflacji bazowej. Jednym z bezpośrednich środków zaradczych jest wyłączanie kategorii nie na podstawie ich przynależności do jednej czy innej grupy, ale na podstawie kryterium niestabilności. Ostatecznie, obliczając średnie z wyłączeniami, staramy się pozbyć właśnie niestabilności. Wyłączanie najbardziej niestabilnych kategorii, niezależnie od szerokiego agregatu, do którego należą, wydaje się rozwiązaniem prostym i intuicyjnie uzasadnionym.

Poważna słabość tej metody wychodzi na jaw, gdy przebieg niestabilności sam się zmienia w czasie. Wtedy wyłączając kategorie, które historycznie były wysoce niestabilne, ale z jakiegoś powodu przestały mieć taki charakter, stwarza się potencjalne niebezpieczeństwo dobrowolnego odrzucenia wartościowych informacji, zatrzymując jednocześnie takie informacje, które mogą być mylące. Inne potencjalne problemy przy tej metodzie dotyczą definicji niestabilności, okresu, w jakim powinna ona być mierzona oraz poziomu dezagregacji indywidualnych kategorii.

Jako pierwszy krok, obliczono odchylenia standardowe indywidualnych stóp inflacji w ramach każdej z 204 dostępnych pozycji CPI [33] przez ustalony okres, poczynając od pierwszych 12 dostępnych obserwacji aż do 43 (dla danych miesięcznych), 41 (dla danych kwartalnych) i 32 (dla danych

rocznych) obserwacji. Wynikające stąd szeregi prezentują ewolucję niestabilności indywidualnych kategorii CPI w czasie i są one rzeczywiście dosyć stabilne. Oznacza to, że niestabilność jest cechą danego szeregu, a nie konkretnego okresu i ekstrapolując uprzedni przebieg niestabilności na dane bieżące nie narażamy się na duże ryzyko niedokładności.

Jak można się było spodziewać, rezultaty różnią się dla każdej częstotliwości, odzwierciedlając fakt, że sam charakter niestabilności związany jest z horyzontem czasowym, w jakim dane były akumulowane. Tabela 5 podaje 10 górnych i dolnych kategorii, posortowanych według niestabilności mierzonej odchyleniem standardowym [34].

Tabela 5 pokazuje bardzo jasno, jak duże uproszczenia są czynione, gdy wyłącza się w całości szerokie agregaty. Rzeczywista niestabilność zdezagregowanych szeregów różni się bardzo w ramach każdego agregatu [35]. Obliczenia wykazały, że nawet żywność ma pewne pozycje, które są bardziej stabilne niż przeciętnie (jak ryby i słodycze), podczas gdy inne kategorie (jak różne rodzaje opłat), leżące poza "najbardziej podejrzany" agregatami, raczej niespodziewanie zajęły w tej klasyfikacji bardzo wysokie pozycje.

Zgodnie z powyższym autor zdecydował, aby obliczyć szereg 207 średnich dla każdej częstotliwości, przycinając zestaw składników według ich niestabilności. Rozpoczynając od pełnego zestawu 207 składników, najbardziej niestabilny składnik (to znaczy charakteryzujący się najwyższym odchyleniem standardowym w ramach próbki) został wyeliminowany z zestawu, a średnia została obliczona jako prosta średnia ważona z pozostałych 206 składników. Metoda ta została zastosowana 207 razy i dała w rezultacie 207 średnich tak, że każda średnia z wyłączeniem  $k$  składników jest średnią ważoną  $(207 - k)$  najmniej niestabilnych składników.

Tabela 6 podaje wyniki poszukiwania najbardziej efektywnej średniej, obliczonej przy użyciu zarówno zdefiniowanej powyżej metody, jak i metody obejmującej wyłączenia szerokich agregatów, opisanej wcześniej. Również w tym przypadku użyte zostały zwykle stosowane kryteria efektywności, wspomagane, tam gdzie było to konieczne, wskaźnikiem przesunięcia.

Tabela ta pokazuje, że zarówno dla szeregów miesięcznych, jak i rocznych, druga metoda, obejmująca wyłączenia składników o wysokiej niestabilności, jest znacznie lepsza dla odzwierciedlenia trendu długoterminowego. Dla szeregów kwartalnych – proste wyłączenie

[33] Ponieważ dostępność ta waha się od 204 do 207 pozycji, minimalna ilość 204 kategorii musiała być użyta w celu zapewnienia kontynuacji przez cały okres próbek.

[34] Tabela wylicza tylko te kategorie, których waga w koszyku wynosi 0,005% lub więcej w ciągu co najmniej jednego roku w ramach próbek.

[35] Niemniej jednak, jasne jest, a tabela to potwierdza, że żywność oraz opłaty oficjalne i administracyjnie regulowane usługi są rzeczywiście najbardziej niestabilnymi grupami w indeksie CPI. Po przeciwnej stronie znajdują się artykuły gospodarstwa domowego i sprzęt elektroniczny.

Tabela 5. Najbardziej i najmniej niestabilne kategorie CPI

Miesięczne (01.95 - 07.98)		Kwartalne (03.95 - 07.98)		Roczne (12.95 - 07.98)	
Odch. stand.	Kategorie	Odch. stand.	Kategorie	Odch. stand.	Kategorie
<b>Kategorie najbardziej niestabilne</b>					
12,33	opłaty sądowe i prawnicze	23,95	świeże owoce i warzywa	53,14	opłaty sądowe i prawnicze
11,94	świeże owoce i warzywa	20,46	opłaty sądowe i prawnicze	22,57	mąka
8,03	jaja	18,69	jaja	19,25	jaja
6,29	opłata radiowo-telewizyjna	12,58	tluszcze zwierzęce	18,81	cukier
4,96	opłaty pocztowe	8,58	opłata radiowo-telewizyjna	15,82	tluszcze zwierzęce
4,57	ciepła woda	8,24	drób	15,80	chleb
4,49	tluszcze zwierzęce	7,89	inne AGD	13,10	ciepła woda
4,07	elektryczność	7,64	ciepła woda	13,01	świeże owoce i warzywa
3,83	abonament telefoniczny	7,41	opłaty pocztowe	11,85	ryż
3,39	drób	7,24	mąka	11,35	drób
<b>Kategorie najmniej niestabilne</b>					
0,45	odzież dziecięca	0,98	wino	1,86	odzież męska
0,44	usługi fryzjerskie i kosmetyczne	0,93	garnki	1,69	internaty i hotele młodzieżowe
0,42	odzież męska	1,01	opieka stomatologiczna	1,66	opieka stomatologiczna
0,38	pralki	0,88	sztućce i przybory kuchenne	1,48	sprzęt komputerowy
0,37	sztućce i przybory kuchenne	0,87	odzież męska	1,44	usługi budowlane i remontowe
0,37	sprzęt radiowy		pralki	1,38	ryby
0,36	garnki	0,79	odbiorniki telewizyjne	1,34	usługi szewskie
0,35	odbiorniki telewizyjne	0,73	bizuteria	1,34	piwo
0,33	bizuteria	0,72	sprzęt radiowy	1,10	usługi fryzjerskie i kosmetyczne
0,00	szpitale i domy opieki	0,00	szpitale i domy opieki	0,00	szpitale i domy opieki

Tabela 6. Optymalne średnie z wyłączeniami

	Wyłączenia szerokich agregatów				Wyłączenia w oparciu o niestabilność			
	Wyłączone kategorie:	RMSE	MAD	Przesunięcie	Ilość wyłączonych kategorii	RMSE	MAD	Przesunięcie
Miesięczne								
	Średnia Nr 5 żywność, energia i ceny administracyjne	2,779	0,393	0,026	149	1,81	0,281	0,178
	Średnia Nr 1, większość żywności i energii	3,175	0,358	-0,101	118	1,86	0,265	0,126
Kwartalne								
	Średnia Nr 5 żywność, energia i ceny administracyjne	3,99	0,589	-0,121	35	3,352	0,463	
	Średnia Nr 1, większość żywności i energii	4,41	0,580	0,296				
Roczne								
	Średnia Nr 4, żywność i energia	2,347	0,354		92	3,754	0,691	

żywności i energii daje lepszy estymator. Rysunek 11 przedstawia optymalne średnie w obu kategoriach, wraz z CPI i trendem inflacyjnym.

## 2.8. Podsumowanie i wnioski

Tabela 7 podsumowuje wyniki otrzymane w częściach od 4 do 7 i podaje oba kryteria efektywności, obliczone na

podstawie odchylen od 24-miesięcznej średniej centrowanej. Pierwszy wiersz przedstawia porównawcze rezultaty zwykłego indeksu CPI. Z tabeli jasno widać, że używając którejkolwiek z 5 podanych metod osiąga się znaczne korzyści w zakresie efektywności. Najbardziej efektywne estymatory dla każdej częstotliwości są podkreślone i zaznaczone pogrubioną linią.

Niespodziewanie, najlepsze wyniki dały mało wyrafinowane metody oparte na wyłączeniach. Wyłączenia oparte na niestabilności okazały się najbardziej efektywne dla

Rysunek 11. Optymalne średnie oparte na wyłączeniach

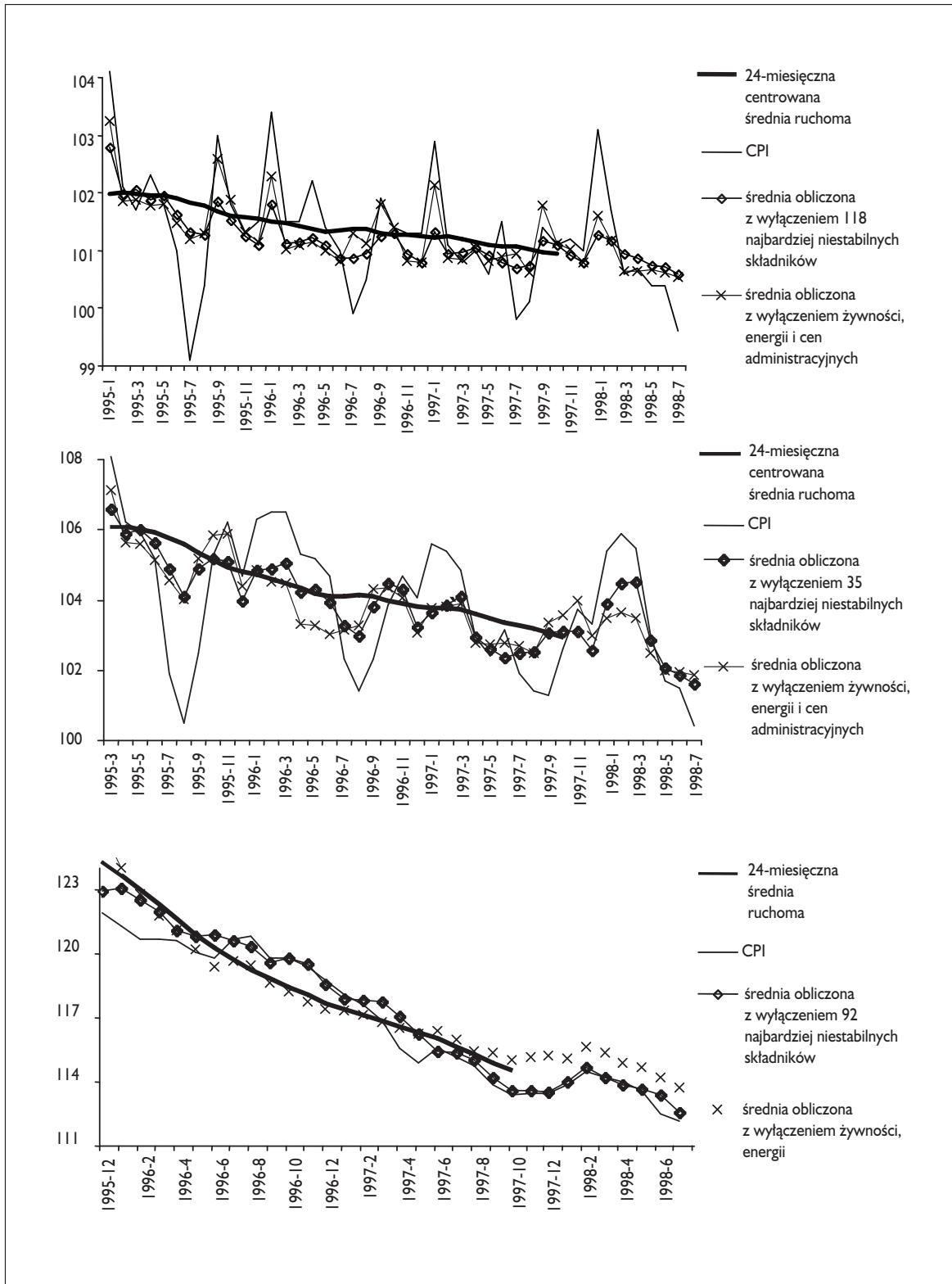


Tabela 7. Porównanie estymatorów inflacji – podsumowanie

Klasa estymatora	Miesięcznie		Kwartalnie		Rocznie				
		RMSE	MAD		RMSE	MAD		RMSE	MAD
CPI		5,517	0,656		10,422	1,408		11,357	1,599
Średnie przycięte	50	2,893	0,437	48	5,322	0,776	46	5,307	0,885
Percentyle	60	2,719	0,339	57	4,972	0,698	57	3,623	0,755
Średnie przycięte przez odchylenie standardowe	2,5	3,287	0,432	2,5	5,152	0,751	1	4,906	0,828
Wyłączenia szerokich agregatów	#5	2,779	0,393	#5	3,990	0,589	#4	<b>2,347</b>	<b>0,354</b>
Wyłączenia oparte na niestabilności	<b>118</b>	<b>1,860</b>	<b>0,265</b>	<b>35</b>	<b>3,352</b>	<b>0,463</b>	92	3,754	0,691

szeregów miesięcznych i kwartalnych, podczas gdy wyłączenia szerokich agregatów (w tym wypadku: żywność i energia) okazały się optymalne dla szeregów rocznych. Wyniki te różnią się wyraźnie od wyników osiągniętych przez Bryana i innych (1997) dla danych USA, gdzie średnie przycięte okazały się znacznie bardziej efektywne, niż miary oparte na wyłączeniach. Powodem tych różnic może znowu być zróżnicowany poziom dezagregacji składników CPI użytych w obu obliczeniach. Możliwe jest także, że przy użyciu szerszych komponentów wyniki byłyby całkiem różne, być może bliższe wynikom zawartym w opracowaniu Bryana.

Należy zauważyć, że jak podkreślono w części 7, reguły oparte na prostych wyłączeniach posiadają dwa główne braki. Jeśli wyłączymy szerokie agregaty (takie jak żywność i energia z danych rocznych), ryzykujemy utratę ważnych danych, zawierających cenne informacje o trendzie. Z drugiej strony, jeśli wyłączymy pozycje w oparciu o ich przeszłą niestabilność, postępujemy w sposób ad-hoc i odporność tak powstałych estymatorów (to jest ich wrażliwość na nietypowe dane inflacyjne) może zostać poważnie zagrożona.

Innym jeszcze, możliwym wytłumaczeniem lepszego działania średnich z wyłączeniami w naszej próbkę może być

stały, malejący trend inflacji wszystkich agregatów CPI w całym badanym okresie. Ta stała tendencja mogła przyczynić się do uzyskania takich rezultatów w zasadniczy sposób. Próbka użyta przez Bryana i innych obejmowała 30 lat i zawierała okresy radykalnych zmian trendu w latach 1967–1997. W takim dynamicznym środowisku inflacyjnym silniejsze estymatory, takie jak średnie przycięte i percentyle mają większe szanse dać lepsze wyniki. Na swój sposób, mała próbka z okresu o stałym spadku inflacji 1995–1998 w Polsce, użyta w niniejszym opracowaniu, nie stanowiła dla estymatora zbyt wielkiego wyzwania. Gdyby próbka była bardziej zróżnicowana i obejmowała okresy zmieniających się trendów inflacji, bardzo możliwe jest, że średnie oparte na wyłączeniach ucierpiałyby na skutek ich braku odporności, a metody średnich przyciętych i percentyli okazałyby się bardziej efektywne.

Wyniki pokazują jasno, że w tej dziedzinie potrzeba więcej badań. Pożądane byłoby np. wydłużenie okresu próbki, ponowienie obliczeń przy użyciu danych bardziej zagregowanych i zmiana definicji inflacji porównawczej. Dlatego też, niniejsze opracowanie powinno być w większym stopniu uważane za głos otwierający dyskusję na temat różnych miar inflacji bazowej w Polsce, niż jako zawierające ostateczne odpowiedzi i gotowe recepty.

## Bibliografia

Bryan, M.F., S. G. Cecchetti, (1993). "The Consumer Price Index as a Measure of Inflation". *Economic Review of the Federal Reserve Bank of Cleveland*, 29 (4th Quarter) s.15–24.

Bryan, M.F., S. G. Cecchetti, (1994). "Measuring Core Inflation in Monetary Policy". N. Gregory Mankiw, (ed.), Chicago: University of Chicago Press for NBER, s.195–215.

Bryan, M.F., S. G. Cecchetti, (1995). "The Seasonality of Inflation". *Economic Review of the Federal Reserve Bank of Cleveland*, 29 (2nd Quarter) s.12–23.

Bryan, M.F., S. G. Cecchetti, (1993). "Measuring Core Inflation", NBER Working Paper. No. 4303, March.

Bryan, M.F., S. G. Cecchetti, (1996). "Inflation and the Distribution of Price Changes". NBER Working Paper. No. 5793, (October).

Bryan, M.F., S. G. Cecchetti, R.L. Wiggins II, (1997). "Efficient Inflation Estimation". NBER Working Paper No. 6183 (September).

Cecchetti, S.G. (1996). "Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers". NBER Working Paper No. 5786 (October).

Cecchetti, S.G. (1995). "Inflation Indicators and Inflation Policy". NBER Working Paper No. 5161 (June).

Claus, I. (1997). "A Measure of Underlying Inflation in the United States". Bank of Canada Working Paper 97–20 (September).

Eckstein, O. (1981). "Core Inflation", Prentice Hall Englewood Cliffs.

Hogg, R. V., A. T. Craig, (1995). "Introduction to Mathematical Statistics". Prentice Hall Englewood Cliffs.

Kaczor, T. (1997). "Inflacja Bazowa w Polsce 1990–1996". (October), niepublikowane.

Quah, D. and S. P. Vahey (1995). "Measuring Core Inflation". *The Economic Journal* No.105, s.1130–1144 (September).

Roger, S. (1995). "Measures of Underlying Inflation in New Zealand, 1981–1995". Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper G95/5 (September).

Roger, S. (1994). "Alternative Measures of Underlying Inflation in New Zealand". Reserve Bank of New Zealand Bulletin, Vol. 57(2) s. 109–129.

Roger, S. (1997). "A Robust Measure of Underlying Inflation in New Zealand, 1949–1996". Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper G97/7 (March).

Shapiro, M.D., D.W. Wilcox (1996). "Bias in the Consumer Price Index". in B. Bernanke and J. Rotemberg, eds. NBER Macroeconomics Annual, Cambridge, MA.:M.I.T. Press.

Wynne, M., F. Sigalla (1993). "A Survey of Measurement Biases in Price Indexes". Federal Reserve Bank of Dallas, Research Paper No. 9340, October.





Artur Radziwiłł

## Rozdział 3.

# Scentralizowane rokowania płacowe a inflacja w Polsce

### 3.1. Wstęp: Cele istnienia Komisji Trójstronnej

#### 3.1.1. Płace a inflacja

Obniżanie poziomu inflacji jest od początku procesu reform jednym z priorytetów polityki gospodarczej kolejnych rządów. Jednocyfrowa inflacja okazała się jednak celem trudnym do osiągnięcia, a koszty dalszej redukcji stopy wzrostu cen budzą niepokój. W tej sytuacji wskazuje się często na niemonetarne źródła utrzymującej się inflacji, szczególnie na mechanizmy inercji inflacyjnej w gospodarce. Wysoka inflacja, poprzez generowanie wysokich oczekiwań co do wzrostu cen, a także bezpośrednio poprzez indeksację, prowadzi do szybkiego wzrostu płac nominalnych. Ten z kolei może podtrzymywać inflację.

Potencjalne znaczenie spirali płacowo-inflacyjnej dla polityki dezinflacji prowadzi do zainteresowania przebiegiem procesu wzrostu wynagrodzeń, szczególnie, że zbyt szybki wzrost płac może mieć szereg innych negatywnych konsekwencji dla ogólnej sytuacji kraju. Dlatego poszukuje się rozwiązań instytucjonalnych, które mogą doprowadzić do osiągnięcia kompromisu społecznego, dotyczącego ograniczenia tempa wzrostu płac. Z powołaniem Komisji Trójstronnej (KT) wiązano duże nadzieje, prowadzony tam dialog poprzez ograniczenie żądań płacowych miał ułatwić:

- Obniżenie oczekiwań inflacyjnych w gospodarce.
- Zmniejszenie znaczenia mechanizmów indeksacyjnych.
- Obniżenie obciążeń budżetowych poprzez:
  - wzrost rentowności państwowych przedsiębiorstw,
  - niższy wzrost płac w budżetówce, stanowiących bezpośredni wydatek budżetu.
- Obniżenie inflacji kosztowej, wynikającej z rosnących kosztów pracy.
- Obniżenie inflacji popytowej wynikającej ze zwiększającego się dochodu rozporządzalnego.
- Obniżenie deficytu rachunku bieżącego przez:

- redukcję konsumpcji wewnętrznej,
- podwyższanie konkurencyjności polskich przedsiębiorstw.

- Obniżenie bezrobocia poprzez obniżone koszty pracy, wzmocnione przez podatkowe korzyści skali (mniejsza liczba pobierających zasiłki dla bezrobotnych, większa liczba płacących składki), prowadzące do zmniejszenia stopy opodatkowania płac.

- Wprowadzenie korzystnego podziału konsumpcja – inwestycje, a przez to podwyższenie długoterminowego tempa wzrostu gospodarczego.

- Skuteczniejsze przeprowadzenie restrukturyzacji, której warunkiem jest obniżanie płac w sektorze nieefektywnych przedsiębiorstw państwowych [Pujol i Griffiths, 1996].

#### 3.1.2. Regulacja instytucjonalno-prawna

Powołanie Komisji Trójstronnej stanowiło wypełnienie ważnej luki w polskim systemie gospodarczym. Przed rokiem 1980 nie istniał w Polsce system prawnych regulacji dotyczących rozwiązywania konfliktów płacowych. Powstanie Solidarności wiązało się z rozwojem stosunków przemysłowych opartych na groźbie strajku i na interakcji państwo – związek zawodowy. Reformy po 1989 roku, pomimo gwałtownego rozwoju sektora prywatnego, nie zmieniły zasadniczo osi życia gospodarczego – rząd nadal traktował związki jako jedyne partnera społecznego, związki w ten sam sposób odnosiły się do rządu [Świątkowski, 1995]. Tymczasem, szczególnie w sytuacji zagrożenia strajkami, bardzo atrakcyjna dla rządu była idea spokoju społecznego, opartego na dialogu i współdziałaniu pomiędzy rządem a związkami. Taka współpraca jest jednak sprzeczna z naturalnie konfliktowymi stosunkami pracodawca–pracownicy. Ta sprzeczność prowadziła do kontynuacji praktyki z czasów komunistycznych, kiedy związki zgłaszały bezpośrednio do rządu (parlamentu) żądania dotyczące wynagrodzeń, godzin pracy, czy świadczeń pracowniczych.

Tymczasem w nowoczesnych gospodarkach rząd realizuje swoją politykę płacową za pomocą instrumentów prawnych, określając uprawnienia pracowników i obowiązki pracodawców. Metodą kształtowania stosunków pracy są zbiorowe układy pracy, które mogą być prowadzone zarówno na szczeblu: przedsiębiorstw, branży, jak i państwa. Szczególną formą takich układów jest trójstronna umowa zawierana przez rząd, związki zawodowe i organizacje pracodawców [1].

Zakres celów i obowiązków Trójstronnej Komisji do Spraw Społeczno-Gospodarczych budził jednak od początku jej działalności wiele kontrowersji, a brak ich dokładniejszego zdefiniowania jest jedną z ważniejszych przyczyn niezadowolającej pracy Komisji. Na podstawie ustawy o negocjacyjnym ustalaniu wynagrodzeń w przedsiębiorstwach [2] KT jest upoważniona do uzgadniania i ustalania wskaźników przyrostów wynagrodzeń zaliczanych w ciężar kosztów w podmiotach gospodarczych zatrudniających powyżej 50 osób. Z kolei ustawa o kształtowaniu płac w sferze budżetowej [3] uprawnia KT do uzgadniania wysokości prognozowanego przeciętnego wynagrodzenia oraz jego międzywydziałowych relacji w państwowej sferze budżetowej. Te dwie ustawy stanowią o najbardziej interesującym tutaj aspekcie prac KT, tj. o corocznych negocjacjach płacowych. Ale zgodnie z uchwałą Rady Ministrów [4] do zadań Komisji należy także:

- 1) monitorowanie procesów gospodarczych i zasadniczych proporcji makroekonomicznych,
- 2) ocena mechanizmów i instrumentów stosowanych w polityce społeczno-gospodarczej,
- 3) formułowanie opinii i wniosków dotyczących priorytetów polityki społecznej i gospodarczej, a w szczególności:
  - a) polityki płac i instrumentów jej realizacji,
  - b) polityki zatrudnienia,
  - c) polityki świadczeń socjalnych,
  - d) kształtowania relacji konsumpcji do inwestycji i struktury konsumpcji.

KT była zatem próbą wpisania związkowych nacisków na rząd w system prawny państwa, zgodny z praktyką stosowaną w demokracjach zachodnich. W KT, rząd miał być przede wszystkim arbitrem w sporze pracodawcy – pracownicy. W praktyce, rząd w KT pozostaje przede wszystkim pracodawcą, przez co marginalizowany jest trzeci partner społeczny – organizacje przedsiębiorców i menedżerów. W rezultacie KT jest narażona na chroniczny brak

równowagi (nadreprezentacja rządu), brak reprezentacji i wpływu na sytuację w sektorze prywatnym oraz zdominowanie prac komisji sporami na temat wzrostu płac w sferze budżetowej. Znaczenie KT dla osiągania szerszych korzyści systematycznie z tego powodu maleje.

### 3.1.3. Szerokie poparcie dla reform

Choć realizowana w KT kooperacja jest przede wszystkim elementem systemu zbiorowych układów pracy i powinna pozwalać na swobodną konfrontację interesów pracowników i pracodawców, negocjacje płacowe i sposób realizacji ich ustaleń jest jednak interesujący również w szerszym kontekście reform w Polsce; konflikt płacowy może bowiem uniemożliwiać szerokie poparcie dla przeprowadzanych zmian gospodarczych. Dialog społeczny prowadzony w Komisji Trójstronnej miał pozwolić na wypracowanie konsensusu dotyczącego kształtu reform, być płaszczyzną niwelowania konfliktów oraz „ścierania” się często sprzecznych interesów poszczególnych grup w społeczeństwie [5]. Według Juchnowicz (1993) rząd w realizacji swojej polityki pragnie wywierać wpływ na działania związków, a najwyższą formę takiej presji stanowi właśnie umowa społeczna. Rząd w zamian za ograniczenie przez związki zawodowe żądań wzrostu płac, zobowiązuje się do przeprowadzenia reform strukturalnych, ograniczenia bezrobocia lub poszerzenia sektora socjalnego. Tego rodzaju umowy społeczne mają zróżnicowaną skuteczność zależnie od okoliczności, niemniej czas dobrowolnego ograniczenia roszczeń płacowych nie przekracza zwykle dwóch lat, a eskalacja żądań może nastąpić już po kilku miesiącach. W Polsce ściera się dwie koncepcje roli KT jako instytucji reform. W pierwszej z nich, forsowanej przez rząd, pojmuje się tę rolę bardzo wąsko, w drugiej koncepcji, postulowanej przez związki, rola KT jest znacznie szersza.

Według wielu publicystów Komisja Trójstronna powstała w trakcie prac nad Paktem o Przedsiębiorstwie Państwowym, jako rodzaj „antystrajkowego bezpiecznika”. Minister Andrzej Bączkowski, komentując obrady na temat podwyżek w sferze budżetowej powiedział: „Związki chcą więcej i szybciej, kiedy my dajemy mniej i później, ale dajemy” [6]. To oświadczenie twórcy Komisji Trójstronnej dobrze oddaje tendencję traktowania KT jako miejsca „łagodzenia doraźnych konfliktów” pomiędzy

[1] Analiza teorii i praktyki zbiorowych układów pracy w nowoczesnych gospodarkach omówiona jest w Jacukiewicz (red.) (1993).

[2] Ustawa o negocjacyjnym systemie kształtowania przeciętnych wynagrodzeń w podmiotach gospodarczych z dnia 16 grudnia 1994 r. (Dz.U. z 1995 r. nr 1 poz.2).

[3] Ustawa o kształtowaniu środków na wynagrodzenia w państwowej sferze budżetowej z 23 grudnia 1994 r. (Dz.U. z 1995 r. nr 34 poz.63).

[4] Uchwała Rady Ministrów Nr 7/94 z dnia 15 lutego 1994 roku.

[5] Według Michela Camdessus (1997), zasada współpracy trójstronnej stanowi jeden z „podstawowych składników” tworzenia wzrostu gospodarczego w krajach rozwijających się.

[6] Rzeczpospolita 127, 24 czerwca 1997.

rzędem a związkami. Minister pracy i przewodniczący KT Longin Komołowski, wcześniej reprezentujący w KT związek zawodowy Solidarność, stwierdził, iż rola KT powinna polegać na "dostarczaniu nowych narzędzi zapobiegania lub łagodzenia poważniejszych konfliktów społecznych". Istotnie KT, poza negocjacjami płacowymi, największą ilość czasu poświęciła działaniom osłonowym, mającym towarzyszyć wzrostom cen energii i ciepła. Jednak ten sam minister, jeszcze jako przedstawiciel związku, mówił o "próbach nadmiernego wykorzystywania komisji do rozstrzygania spraw bieżących" i "niepodejmowanie na łamach komisji spraw natury zasadniczej, jak chociażby reforma centrum gospodarczego czy też bezrobocia"[7]. To, za co związki krytykują działania rządu w KT, to praktyka przenoszenia na posiedzenia KT konkretnych, dwustronnych konfliktów z którymś ze związków zawodowych (tak było na przykład z protestami związkowców Solidarności związanymi z niskimi płacami w ochronie zdrowia). Na forum KT najczęściej dyskutowane są więc konflikty płacowe, kiedy zbliżają się one do fazy strajkowej. Takie działania rządu krytykowała także Konfederacja Przedsiębiorców Polskich: "partnera dostrzega się głównie w sytuacjach zapalnych".

W koncepcji związków ranga KT powinna być wyższa. KT ma być nie tylko miejscem, gdzie uzyskuje się szerokie poparcie dla przeprowadzanych zmian systemowych i gdzie rozwiązuje się pojawiające się w trakcie reform problemy, ale w KT miałyby się tworzyć projekty reform. Takie zdania był wyrażane szczególnie silnie w pierwszych latach działania KT. I tak, w 1995 roku w Komisji dyskutowano o [8]:

- projekcie reformy ubezpieczeń zdrowotnych,
- projekcie ustawy o komercjalizacji i prywatyzacji przedsiębiorstw państwowych,
- projekcie reformy ubezpieczeń społecznych,
- sytuacji szkolnictwa wyższego i nauki.

Związki zawodowe właśnie w KT wysuwały poza tym wiele szerokich inicjatyw, takich jak propozycje uwłaszczenia, projekt Konstytucji (Solidarność), czy Pakt na Rzecz Rodziny Polskiej (OPZZ), który miał być "wzajemnym zobowiązaniem rządu, pracodawców i związków zawodowych do zapewnienia niekonfliktowego przebiegu reform [9].

Rząd jednak dość konsekwentnie obniżał znaczenie dyskusji nad zasadniczymi zmianami w gospodarce w pracach KT, poprzez pomijanie tej instytucji w przygotowywaniu projektów reform, przedstawianie tych projektów w KT niemal równocześnie z ich przyjmowaniem w parlamencie czy przeciąganie latami prac w podkomisjach KT (np. w sprawie wyrównywania płac w sferze budżetowej i przedsiębiorstwach).

### 3.1.4. Struktura artykułu

W następnej części niniejszej pracy dokonuję przeglądu podstawowych poglądów ekonomicznych stanowiących punkt wyjścia dla analizy przydatności instytucji Komisji Trójstronnej. Omawiam zatem kolejno: (1) znaczenie indeksacji i spirali płacowo-cenowej dla kosztów realizowania polityki dezinflacji; (2) podstawowy model interakcji władz (monetarnej) i pracowników; (3) wpływ różnych modeli rokowań płacowych na uzyskiwane wyniki makroekonomiczne.

W części trzeciej przedstawiam regulację prawną i praktykę działania Komisji Trójstronnej w Polsce. W części czwartej podsumowuję i oceniam skuteczność Komisji w ograniczaniu wzrostu płac, podtrzymywaniu wysokiego poziomu poparcia społecznego dla reform gospodarczych i wprowadzaniu w Polsce nowoczesnych instytucji rynku pracy.

## 3.2. Ramy analizy

Literatura dotycząca wpływu żądań płacowych i sposobu ich zgłaszania na kształtowanie się wielkości makroekonomicznych jest wielowątkowa. Poza analizami wpływu różnych programów indeksowania płac, rozważane jest znaczenie strategicznych interakcji pomiędzy bankiem centralnym a pracownikami (czy szerzej, jednostkami ekonomicznymi). Poszukuje się wreszcie takiego systemu rokowań płacowych, centralizacji związkowej i koordynacji działań pracodawców, który ograniczyłby samą intensywność żądań wzrostu płac. Ostatnie badania wykazują jednak, że zagadnienia te nie powinny być rozpatrywane oddzielnie. Analiza wpływu konserwatywności banku centralnego na kształtowanie się oczekiwań inflacyjnych oraz wynikający stąd problem wiarygodności są związane z zagadnieniem centralizacji rokowań płacowych, podobnie jak optymalny poziom centralizacji rokowań nie może być ustalony bez odwołania się do polityki władz monetarnych.

Dlatego rozważania na temat celowości, skuteczności i możliwych ulepszeń modelu centralnych rokowań płacowych, jaki od 1995 roku jest rozwijany w Polsce, chcę oprzeć na wnioskach płynących z wszystkich przedstawionych nurtów badań. Wnioski te pokrótce przedstawiam poniżej.

### 3.2.1. Spirala cenowo-płacowa

Jednym z celów powołania Komisji Trójstronnej było ograniczenie zakresu mechanizmów indeksacyjnych w polskiej gospodarce, decydujących o występowaniu zjawiska inercji inflacyjnej. Pojęcie inflacji inercyjnej stało się pod-

[7] Gazeta Bankowa, 44/419, 3 listopada 1996.

[8] Informacja o działalności Trójstronnej Komisji do Spraw Społeczno-Gospodarczych w roku 1995.

[9] Rzeczpospolita 144, 24 czerwca 1998.

stawą formułowania programów dezinflacyjnych opartych o sterowanie oczekiwaniami inflacyjnymi. W przypadku indeksacji opartej na oczekiwaniach adaptacyjnych, spadek inflacji nie znajduje odzwierciedlenia w wolniejszym tempie wzrostu płac nominalnych [10]. Prowadzi to do wzrostu płac realnych, wzrostu kosztów pracy, a przez to do spadku zatrudnienia. Jeśli władze monetarne odpowiedzą na ten spadek wzrostem podaży pieniądza, dezinflacja zakończy się porażką. Takie zagrożenie skłaniało nawet niektórych autorów do hipotezy, że dezinflacja musi być połączona z administracyjną kontrolą cen i płac.

Takie podejście może budzić sprzeciw tych, którzy uważają, że inflacja jest zawsze zjawiskiem monetarnym. Rzeczywiście odpowiednio restrykcyjna polityka pieniężna może utrzymywać inflację na niskim poziomie. Odpowiednim pytaniem jest jednak społeczny koszt takiej polityki, wyrażony przez wzrost stopy bezrobocia, pauperyzację pracowników, a być może tak jak zaznaczają Pujol i Griffiths (1996) spowolnienie restrukturyzacji gospodarki.

### Indeksacja

Indeksacja bywała zwykle wprowadzana by chronić interesy pracowników, a przez to zapewnić polityczne poparcie dla przeprowadzanych reform. Częste i pełne indeksowanie płac w stosunku do wzrostu cen prowadzi jednak do sztywności płac realnych, a przez to do zakłóceń w procesie alokacji w gospodarce, często również do utrzymującego się wysokiego bezrobocia. Dlatego też standardowym wnioskiem teoretycznym na temat wpływu indeksacji na wielkości makroekonomiczne jest to, iż indeksacja pomaga zachować stabilny poziom zatrudnienia w przypadku szoków nominalnych, ale pogłębia wahania produkcji i zatrudnienia w przypadku szoków o charakterze realnym [Jadresic, 1998].

Riveros (1993) przytacza wyniki badań empirycznych potwierdzających tę tezę. I tak znaczące deficyty handlowe Brazylii i Izraela w latach 80. spowodowane były sztywnością realnego kursu walutowego. Dewaluacje w tych krajach, podobnie jak we Włoszech i Argentynie w końcu lat 70., pociągnęły za sobą inflację płacową związaną z powszechnymi mechanizmami inflacji. W Argentynie ta sztywność płac realnych podtrzymywała inflację i przyczyniła się do niepowodzeń programów stabilizacji. W końcu lat 80. Urugwajowi udało się przeprowadzić program stabilizacyjny dopiero po ograniczeniu zakresu indeksacji. W Chile na przełomie lat 70. i 80. kombinacja sztywnego kursu walutowego i indeksacji zmniejszyła możliwości dostosowań do szoków zewnętrznych i pogłębiła recesję gospodarczą.

Z punktu widzenia niniejszej pracy najważniejsze jest znaczenie jakie ma indeksacja dla inercji wzrostu cen, w szczególności dla podtrzymywania spirali cenowo-inflacyjnej

[Fisher, 1985]. Williamson (1985) przekonuje, że jakkolwiek różne były przyczyny inflacji w Argentynie, Brazylii i Izraelu, to właśnie ograniczenie indeksacji stanowiło kluczowy punkt programów dezinflacji. Devereux (1988) znalazł "jednoznaczne dowody na wpływ indeksacji na utrzymywanie się inflacji" w Brazylii.

Jak zaznacza Riveros (1993), indeksacja pozostaje jednak ważnym czynnikiem wpływającym na szeroką akceptację polityki stabilizacji i obserwacja ta jest potwierdzona doświadczeniami zarówno Polski, jak i Argentyny, dawnej Czechosłowacji, czy Peru. Problemem pozostaje jednak ograniczenie negatywnego wpływu indeksacji na realne dostosowania w gospodarce oraz na następujące po liberalizacji cen wysiłki w kierunku ograniczenia tempa inflacji. Zdaniem Riverosa "optymalny system indeksacyjny polegałby na stosunkowo rzadkich i częściowych tylko dostosowaniach opartych o oczekiwane wskaźniki inflacji, i byłby osadzony w ramach skoordynowanych rokowań płacowych". Rezultaty modelu Jadresica (1998) zdają się dawać podobne wnioski. Autor wykazuje bowiem, że koszt indeksacji w stosunku do historycznej inflacji zwiększa wyraźnie koszty dezinflacji, a zatem zwykle prowadzi do wyższej stopy wzrostu cen niż w przypadku indeksacji w stosunku do oczekiwanego wzrostu cen (choć wciąż jest ona niższa niż przy z góry ustalonej ścieżce zmieniających się płac nominalnych).

Zalety systemu, w którym indeksacja jest oparta o oczekiwane zmiany (*forward-looking*) cen są przedstawione przez Crowley'a (1997). Według tego autora kontrakty w ramach takiego mechanizmu indeksacyjnego (w porównaniu z indeksacją *backward-looking*) prowadzą do "większej redukcji inflacji połączonej z mniejszym spadkiem zagregowanego produktu, niższymi zakłóceniami płac realnych, mniejszym odpływem rezerw i zmniejszonym narażeniem gospodarki na niektóre szoki". Aby związać indeksację z oczekiwaniami wzrostu cen, rząd powinien:

- prowadzić politykę wzrostu płac nominalnych, zgodnego z celami przeprowadzanej polityki dezinflacji,
- w gospodarce preferowane powinny być krótkoterminowe kontrakty płacowe,
- rząd powinien gwarantować uzyskanie przez pracowników sektora publicznego zakładanego wzrostu (zerowego lub niezerowego) płac realnych, nawet w przypadku wyższej inflacji poprzez wypłatę rekompensat.

Wadą rozwiązania jest jego asymetryczność – w przypadku nieoczekiwanej dezinflacji płace realne wzrosną bardziej niż planowano, co może znaleźć odzwierciedlenie w zwiększającym się bezrobociu. Strategia obniżania inflacji poprzez wykorzystywanie nieoczekiwanych szoków deflacyjnych w gospodarce pozostanie zatem nieatrakcyjna politycznie.

[10] Wpływ tempa wzrostu płac na inflację nie jest jednak bezsporny, np. Gordon (1988) przekonuje, że zmiany kosztów pracy w USA są całkowicie odzwierciedlane w zmianach udziału pracy w dochodzie, a zatem „zachowanie płac jest bez znaczenia dla zmian inflacji”.

### Polityka dochodowa

Rozwiązania dla problemu inercji inflacyjnej szukano w polityce ograniczania wzrostu płac. Powadzona *explicite* polityka dochodowa pozwalałaby na uniknięcie spadku produktu, towarzyszącego ortodoksyjnym metodom zwalczania inflacji (restrykcyjnej polityce monetarnej), a przez to obniżyć koszt "sacrifice ratio" polityki dezinflacji. Główną wadą polityki dochodowej jest to, że jest ona skuteczna jedynie w krótkim okresie czasu oraz niebezpieczeństwo, że restrykcyjne instrumenty tej polityki mogą wprowadzać znaczące zakłócenia w działaniu mechanizmów rynkowych. Wagner (1998) stwierdza zatem, że "niewątpliwie najlepszą formą polityki dochodowej jest stworzenie zinstytucjonalizowanego ciała, w którym rząd, związkowe i przedsiębiorcy spotykają się, by dyskutować i osiągać kompromis w sprawie akceptowalnych z punktu widzenia branż i całej gospodarki wzrostów cen i płac". Przekonanie to wynika, w sporym stopniu, z widzenia inercji inflacyjnej, jako problemu koordynacji pomiędzy grupami społecznymi. Rekomendowane rozwiązanie [11] pozwalałoby na uzyskanie koordynacji oczekiwań inflacyjnych, poprzez równoczesne zawieranie kontraktów wyrażanych w wartościach nominalnych przez dużą część agentów ekonomicznych.

Zasady funkcjonowania Komisji Trójstronnej w Polsce zdają się być zgodne z postulatami Riverosa, Crowleya i Wagnera, w szczególności negocjacje w KT oparte są o mechanizm indeksacji typu "forward-looking" – prognozy inflacji stanowiące podstawę rokowań płacowych są przedstawione przez rząd w założeniach budżetowych.

### 3.2.2. Gra pomiędzy bankiem centralnym a pracownikami

W moich rozważaniach istotne miejsce będzie miała analiza strategicznych interakcji pomiędzy szeroko rozumianym rządem (tj. władzami wykonawczymi i bankiem centralnym), a pracownikami. Komisja Trójstronna miała właśnie taką grę ująć w ramy instytucjonalne. Celem tej pracy jest między innymi ustalenie czy negocjacje płacowe w KT pozwalają na uzyskanie w tej grze optymalnego wyniku makroekonomicznego, który jak jest pokazane poniżej, wiąże się z osiągnięciem podtrzymywalnej kooperacji (w rozumieniu teorii gier) pomiędzy rządem i pracownikami.

Punktem wyjścia analizy jest klasyczny artykuł Barro i Gordona (1983). Autorzy przedstawili stylizowany model gospodarki, w której pracownicy ustalają płace nominalne, a władze monetarne (bank centralny) decydują, czy zareagować na wynikający wzrost płac wzrostem podaży pieniądza. Władze monetarne stoją tym samym przed wyborem pomiędzy wyższą inflacją lub wyższym bezrobociem, zatrudnienie jest bowiem ustalane przez pracodawców ze względu na wysokość płac realnych. Rezultatem braku kooperacji pomiędzy pracownikami a bankiem centralnym, który dba zarówno o zatrudnienie, jak i o inflację, jest wyższa od pożądanego stopa inflacji przy niepodwyższonym poziomie zatrudnienia. Co więcej, w ramach modelu niemożliwe jest uzyskanie w ramach pojedynczej gry optymalnego rezultatu. Rozwiązanie niekooperacyjne jest jedyną sytuacją równowagi w rozumieniu Nasha (a dokładniej *sub-game perfect Nash equilibrium*); z punktu widzenia pracowników zawsze racjonalne jest żądanie podwyższenia wzrostu płac, bank centralny zawsze stoi przed pokusą zwiększenia inflacji w celu obniżenia płac realnych i przez to obniżenia bezrobocia (problem niespójności w czasie – "time inconsistency").

Wprowadzenie mechanizmów umożliwiających nawiązanie podtrzymywalnej współpracy doprowadziłoby do uzyskania rezultatu korzystniejszego, zarówno dla pracowników, jak i dla banku centralnego (tj. do niższej inflacji przy tej samej stopie bezrobocia i tych samych płacach realnych), czyli do poprawy w sensie Pareto. Metodą na uzyskanie takiego rezultatu jest wyposażenie banku centralnego w atrybuty, które sprawią, że jego determinacja dla osiągnięcia planowanego wyniku inflacyjnego będzie niepodważalna i niezależna od rozwoju sytuacji na rynku pracy [Rogoff, 1985]. Innymi słowy antyinflacyjna polityka władz monetarnych musi być wiarygodna i nie może podlegać pokusom zmian w wyniku posunięć związku. Wiarygodność takiej polityki może zostać osiągnięta na kilka sposobów, z których prawdopodobnie najskuteczniejszym jest wewnętrzne lub zewnętrzne ograniczenie swobody prowadzonej polityki. Skrajnym ograniczeniem zmuszającym do prowadzenia polityki niskiej inflacji ("binding commitment") jest statutowe, czy nawet konstytucyjne narzucenie bankowi centralnemu obowiązku utrzymywania stabilności cenowej.

Nawet jednak bez regulacji prawnej, możliwe jest osiągnięcie nieinflacyjnego wyniku ze względu na powtarzalność gry jaka odbywa się między pracownikami a bankiem centralnym. Teoria gier pokazuje (Friedman's Theorem), iż w zasadzie każdy wynik gry może zostać osiągnięty w drodze kooperacji między uczestnikami gry, jeżeli ta gra jest powtarzana nieskończoną ilość razy, bądź przynajmniej nie można z pewnością orzec, że skończy się ona w określonym czasie [12]. Taka właśnie sytuacja występuje w rzeczywistości. Nawet, jeżeli władze banku centralnego podlegają kadencyjności, to instytucja ta, bardziej niż inne spośród instytucji demokratycznego państwa, przykłada wagę do ciągłości prowadzonej polityki i postrzega skutki swojego postępowania dla własnej reputacji w dłuższym okresie czasu. Posiadanie i chęć podtrzymania w przyszłości reputacji banku konserwatywnego, nieskłonności do jakiegokolwiek kompromisu w sprawie zwalczania inflacji może być wiarygodne w nieskończenie długiej perspekty-

[11] Wagner (1998) pozostawia jednak otwartą kwestię możliwości stworzenia skutecznie działającego systemu negocjacji płacowych.

[12] I jeżeli stopa dyskontowa jest odpowiednio niska [Gibbons, 1992].

wie czasu i może stanowić skuteczny sygnał dla innych aktorów o tym, że zwiększenie żądań płacowych nie zostanie poparte zwiększoną podażą pieniądza [13].

Choć zagadnienie wiarygodności polityki formułowane było najczęściej w kontekście polityki monetarnej i banku centralnego, to dla analizy funkcjonowania Komisji Trójstronnej konieczne wydaje się rozszerzenie tych pojęć na rząd. To właśnie rząd jest bowiem uczestnikiem obrad KT i zabiega o ograniczenia żądań płacowych pracowników reprezentowanych przez związki zawodowe. Związki zawodowe postrzegają ponadto rząd jako jedyne partnera społecznego i wszelkie oczekiwania, co do polityki gospodarczej są formułowane właśnie pod jego adresem. Niezależność banku centralnego jest praktycznie niedostrzegana przez związki, a przewidywana w założeniach budżetowych stopa inflacji jest traktowana jako zobowiązanie rządu [14].

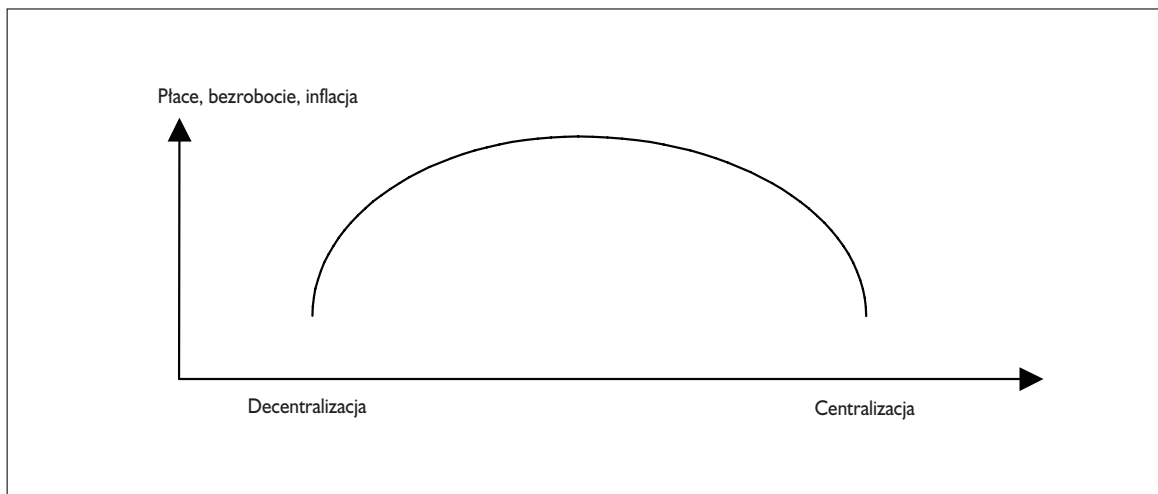
KT jest miejscem, w którym szeroko rozumiany rząd przekazuje pracownikom prognozę inflacji, w oparciu o którą ci formułują swoje oczekiwania inflacyjne, a więc także żądanie płacowe. Wiarygodność rządu wobec związkowców, przy powtarzalności negocjacji powinna oznaczać szansę na efektywne zmniejszanie oczekiwań inflacyjnych, i w rezultacie relatywnie łatwe zmniejszanie inflacji. Zagadnienie takiego systemu rokowań płacowych, centralizacji związkowej i koordynacji działań pracodawców, który ograniczyłby samą intensywność żądań wzrostu płac, były analizowane przede wszystkim w prezentowanym poniżej nurcie badań.

### 3.2.3. Instytucjonalne aspekty rokowań płacowych

Ten nurt badań nad kształtowaniem się zadań płacowych i ich realizacją poświęcony jest analizie znaczenia stopnia koordynacji i koncentracji żądań płacowych [15]. Zarówno wnioski teoretyczne, jak i wyniki badań empirycznych budzą sporo kontrowersji, ale przeważa przeświadczenie o nieliniowym związku pomiędzy koncentracją rokowań a wynikami makroekonomicznymi. Przez wyniki makroekonomiczne rozumiem całkowitą stopę niedogodności, definiowaną jako suma stopy bezrobocia i stopy inflacji [16]. Zasadniczo, wpływ rokowań płacowych na stopę niedogodności jest ekwiwalentny do wpływu rokowań na uzyskiwane *ex ante* przez związki premium ponad płace równoważące rynek pracy [Cukierman, Lippi, 1994]. System rokowań jest zatem tym bardziej pożądany im niższe wzrosty płac generuje.

Calmfors i Driffil (1988) udowadniali, że dynamika wynagrodzeń jest najniższa albo w systemach najbardziej scentralizowanych, albo w systemach całkowicie zdecentralizowanych. Najwyższa dynamika wynagrodzeń, a co za tym idzie wysoka stopa niedogodności pojawia się w systemach pośrednich, w których negocjacje płacowe odbywają się na poziomie gałęzi przemysłu. Syntezą wniosków o nieliniowej zależności pomiędzy wielkościami makroekonomicznymi i stopniem centralizacji jest krzywa Driffila-Calmforsa.

Rysunek 1.



[13] Dyskusję na temat „gier monetarnych” można znaleźć między innymi w: Maliszewski (1997).

[14] W żadnej z napotkanych przeze mnie wypowiedzi przedstawicieli związków zawodowych, nie znalazłem odniesienia do polityki prowadzonej przez NBP.

[15] Dwa artykuły przeglądowe stanowiące dobry punkt startu dla rozważań o wpływie negocjacji płacowych na wyniki makroekonomiczne kraju to: Calmfors (1994) oraz Wojtyna (1994).

[16] Stopa niedogodności definiuje położenie krzywej Philipsa, tj. zbioru dostępnych kombinacji inflacji i bezrobocia.

Teza o nieliniowym charakterze krzywej Calmfors-Driffila jest uzasadniana w następujący sposób. W systemie całkowicie zdecentralizowanym, w którym rokowania płacowe mają miejsce na poziomie poszczególnych firm, korzystny dla rezultatów makroekonomicznych wynik jest spodziewany ze względu na wysoką konkurencję na rynku. Windowanie płac w przedsiębiorstwie prowadzi do utraty konkurencyjności i zagrożenia miejsc pracy członków związku.

Z kolei, przy rokowaniach płacowych odbywających się na poziomie gospodarki, związki internalizują wpływ jaki mają ich żądania płacowe na wielkości makroekonomiczne. W rezultacie związki obniżają wysokość swoich żądań. Korzyści z centralizacji wynikają zatem z faktu, iż przyrost płac jednej grupy ma negatywne konsekwencje dla sytuacji innych grup pracowników i szersza kooperacja prowadzi do internalizacji tych efektów zewnętrznych. Niekorzystne efekty zewnętrzne wzrostu płac mogą być przekazywane poprzez [Calmfors, 1994]:

- wyższe ceny wytwarzanego produktu, co prowadzi do wzrostu CPI (a przez to niższy niż oczekiwany wzrost płac realnych),

- wyższe ceny wytwarzanego pół-produktu, co prowadzi do wzrostu PPI,

- efekty fiskalne, jeżeli wzrost płac w danym sektorze znajduje odzwierciedlenie w spadku zatrudnienia, co prowadzi do wzrostu ogólnych wydatków na zasiłki dla bezrobotnych,

- wzrost bezrobocia w danym sektorze, co utrudnia sytuację na rynku pracy także pozostałym bezrobotnym, przez niższe szanse znalezienia pracy (zwiększona wartość B/W),

- większą rotację pracowników, co prowadzi do obniżenia się korzyści, jakie ci odnoszą w wyniku inwestycji, co prowadzi do tego, że reprezentujące ich związki będą mniej skłonne pogodzić się z ograniczeniem swoich płac kosztem inwestycji,

- jeżeli działa efekt zazdrości, wzrost płac danej grupy zmniejsza użyteczność pozostałych grup i wzmacnia ich naciśki na wyrównawcze podwyżki płac,

- w świetle teorii płac zapewniających efektywną pracę (*efficiency wages*), podwyżka płac jednej grupy obniża produktywność pozostałych grup pracowników.

De Grauwe (1992) przedstawił podobne rozważania w formie gry pomiędzy związkami. Każdy z mniejszych związków zabiega o wysoki wzrost płac nominalnych ponieważ jego członkowie przedstawiają jedynie małą część ogólnego zatrudnienia. W równowadze, taka niekooperacyjna gra prowadzi do wyższych płac nominalnych niż w przypadku systemu scentralizowanego, kiedy niekorzystne efekty są zinternalizowane.

Centralizacja rokowań płacowych ma także znaczenie informacyjne i w ten sposób wpływa pozytywnie na działania przedsiębiorców. Otóż w przypadku rokowań zdecen-

tralizowanych przedsiębiorca ma ograniczone możliwości stwierdzenia, czy żądana przez pracowników podwyżka niesie w sobie korzyść dla nich zmianę relatywnych płac, czy jest wyrazem ogólnej tendencji. Nieprzyznanie podwyżki w tym drugim wypadku doprowadzi do spadku płac relatywnych pracowników, co jest niekorzystne dla firmy zgodnie z teorią *efficiency wages*. Pracodawca jest skłonny zatem przyznać podwyżki zgodne z oczekiwanym, ogólnym wzrostem płac [Bhaskar, 1990]. Jeżeli ten nie jest znany, możliwe jest kilka punktów równowagi w interakcji pomiędzy pracodawcami. Jeżeli na przykład wszyscy spodziewają się wysokiego wzrostu płac ten rzeczywiście nastąpi. Ustalony centralnie wskaźnik może zatem służyć za punkt odniesienia, zmieniając oczekiwania pracodawców, w ten sposób, że gospodarka znajduje się w punkcie równowagi o niskiej, a nie wysokiej inflacji.

Centralizacja prowadzi także do zmniejszenia się jawiska histerezy, czyli utrzymującego się długo wyższego poziomu bezrobocia, nawet po zniknięciu szoku, który to bezrobocie wywołał. Histereza może powstawać ze względu na zachowanie pozostających w zatrudnieniu (*insiderów*), którzy w żądaniach płacowych nie biorą pod uwagę interesów bezrobotnych (*outsiderów*). Tak się dzieje na poziomie przedsiębiorstw. Centralizacja prowadzi do zinternalizowania interesów bezrobotnych, których związki posiadają w swoich szeregach, i którym wypłacają zapomogi z własnych funduszy. Calmfors przekonuje jednak, że centralizacja może tylko nieznacznie przyczynić się do rozwiązania problemu insidera-outsidera, ponieważ na decyzje związku tak naprawdę wpływ mają tylko zatrudnieni.

Wymienione czynniki mogą przemawiać za tym, że systemy scentralizowane skuteczniej powstrzymują płace niż systemy zdecentralizowane i w pewnym stopniu podbudowały decyzję o powołaniu Komisji Trójstronnej. Pogląd o wyższości negocjacji scentralizowanych nie jest jednak w żadnym stopniu powszechny. Wielu autorów sądzi [por: Cukierman, Lippi, 1998], że skuteczne obniżenie żądań płacowych związków może wynikać jedynie z dyscyplinującego działania konkurencji na poziomie przedsiębiorstwa (na poziomie przemysłu efekt konkurencji nie występuje, gdyż produkty danego przemysłu nie podlegają łatwej substytucji produktami innego przemysłu).

Atrakcyjność modelu zdecentralizowanego jest poważnie obniżona, kiedy struktura rynkowa przypomina raczej konkurencję monopolistyczną, a nie konkurencję doskonałą. Firmy posiadają na tyle dużo siły rynkowej, że mogą pozwolić sobie na pewne podwyżki płac bez konsekwencji dla zatrudnienia. Możliwość importu z jednej strony obniża efekty internalizacji na wyższym poziomie koncentracji rokowań, ponieważ pozwala na ograniczenie wzrostu cen wynikającego ze wzrostu płac, możliwości podwyższenia płac realnych są zatem zwiększone. Z drugiej strony otwarcie kraju na konkurencję międzynarodową zwiększa dyscyplinę płacową na wszystkich po-

ziomach negocjacji, jednak w relatywnie najmniejszym stopniu na poziomie przedsiębiorstw [17].

Weryfikacja empiryczna hipotez dotyczących związków pomiędzy stopniem centralizacji a wynikami makroekonomicznymi dawała bardzo niespójne rezultaty [Wojtyna, 1994]. W niektórych badaniach centralizacja monotonicznie pogarszała efektywność negocjacji, w niektórych monotonicznie ją polepszała, wreszcie wiele badań wskazywało na występowanie zależności charakteryzowanej krzywą Calmforsa-Driffila. Wyjaśnieniem tych sprzeczności może być to, że dotychczasowe badania pomijały istotne zmienne, wpływające na skuteczność różnych systemów rokowań w osiągnięciu pożądanego wyniku makroekonomicznego. Nickell i Layard (1998) pokazują, że zwiększenie proporcji pracowników, których płace są determinowane przez rokowania zbiorowe z 20% na 70% wiąże się w krajach OECD z podwojeniem stopy bezrobocia. Siła związków zawodowych podwyższa w jednoznaczny sposób (*ceteris paribus*) presję płacową, a przez to i bezrobocie. Jednak zmiana systemu negocjacji na system całkowicie zcentralizowany może według autorów całkowicie wyeliminować ten efekt.

Lippi i Cukierman w swojej pracy przedstawiają analizę funkcjonowania rokowań płacowych rozszerzoną o uwzględnienie stopnia konserwatywności banku centralnego, która może wyjaśniać w sporym stopniu otrzymane do tej pory sprzeczne rezultaty badań empirycznych. W zbudowanym modelu związki zawodowe konkurują między sobą, lecz biorąc pod uwagę reakcje władz monetarnych, odpowiednio ograniczają swoje żądania płacowe. Związki unikają inflacji w podobnym stopniu, jak reszta społeczeństwa, szczególnie z powodu niepełnej indeksacji emerytur i oszczędności. Zaletą modelu jest to, że awersja związków do inflacji jest niezależna od stopnia centralizacji rokowań płacowych, jednak centralizacja wpływa na wzrost znaczenia tej awersji poprzez silniejszy efekt internalizacji. Podobnie wynikająca z modelu (ze stopnia koncentracji rokowań) jest siła dyscyplinującego wpływu konkurencji. Model zasadniczo potwierdza przytaczany wcześniej wniosek Rogoffa, że silny bank centralny prowadzi do obniżenia inflacji i że efekt ten zarówno w rozważaniach teoretycznych, jak i w wynikach empirycznych jest szczególnie silny w systemie rokowań na poziomie gałęzi przemysłu [18].

Najważniejszym wnioskiem z modelu Lippiego i Cukiermana jest jednak to, że krzywa Calmforsa-Driffila ma rzeczywiście kształt odwróconej litery U, jeżeli bank centralny

proceedzi miękką politykę monetarną, tzn. jest skłonny poświęcić osiągnięcie swojego celu inflacyjnego dla podtrzymania wyższego zatrudnienia. Ten charakterystyczny kształt jest także bardziej prawdopodobny, gdy wzrastająca konkurencja tylko w niewielkim stopniu prowadzi do ograniczenia żądań płacowych i gdy same związki obawiają się inflacji (w modelu zalety scentralizowanego systemu rokowań płyną właśnie z internalizacji efektu inflacyjnego). Jednak jeżeli władze monetarne są wysoce konserwatywne, centralizacja pogarsza rezultat makroekonomiczny – związki zawodowe mogą bowiem w takiej sytuacji domagać się wysokich podwyżek bez obawy wzrostu inflacji. Niezależnie od konserwatywności polityki monetarnej, system rokowań całkowicie zdecentralizowanych pozwala osiągnąć rezultaty lepsze niż w systemie całkowicie scentralizowanych rokowań. Ten rezultat opiera się jednak na konstrukcji modelu, w którym system całkowicie zdecentralizowany jest utożsamiany z konkurencją doskonałą na rynku pracy.

Testy empiryczne potwierdzają częściowo hipotezy autorów, krzywa w kształcie odwróconej litery U jest obecna w krajach (i w okresach czasu), w których bank centralny był mniej konserwatywny. W przypadku silnego banku, zależność inflacji od centralizacji jest nieistotna statystycznie. Niejednoznaczność dotychczasowych badań wynikała, według autorów, z łącznego analizowania tych dwóch zasadniczo różniących się grup obserwacji.

### Negocjacje wielopoziomowe

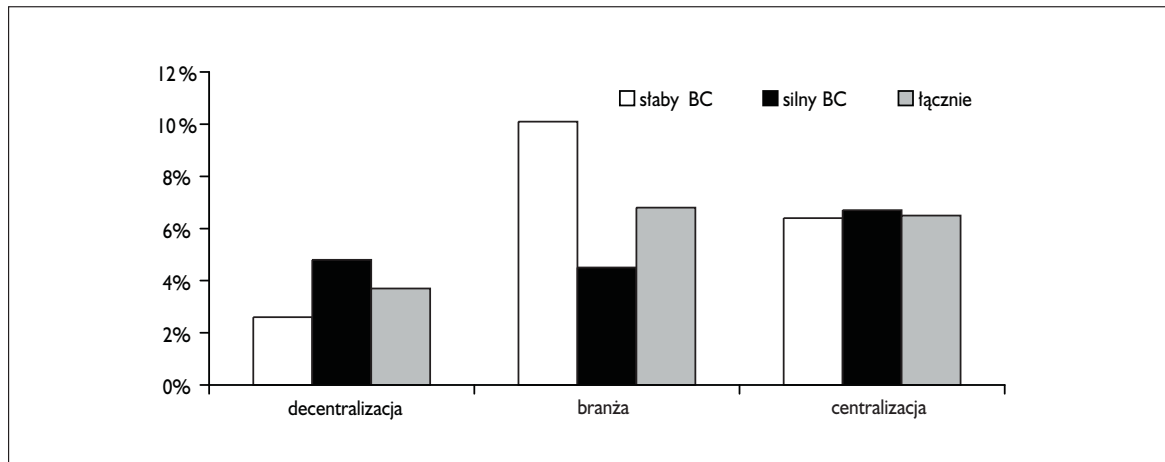
Prace teoretyczne omawiające zagadnienie wpływu stopnia centralizacji negocjacji płacowych na wyniki makroekonomiczne pomijają jednak najczęściej jeden znaczący aspekt negocjacji. Otóż scentralizowane rokowania płacowe w większości przypadków nie stanowią zakończenia procesu ustalania wynagrodzeń, a są one uzupełniane o ustalenia na bardziej zdecentralizowanym poziomie. Tak jest na przykład w krajach skandynawskich [Calmfors, 1994], gdzie negocjacje na poziomie przedsiębiorstw regulują wcielanie w życie ustaleń osiągniętych na poziomie państwa bądź przemysłu. Tak jest także w Polsce. W rezultacie, ostateczne przyrosty wynagrodzeń przekraczają te, wynegocjowane na wyższym poziomie centralizacji (tzw. *wage drift*). To przekroczenie wynika z nierównowagi, jaka pojawia się pomiędzy pracodawcami a pracownikami na poziomie przedsiębiorstw [Calmfors, 1994]. Otóż związki najczęściej traktują rezultat negocjacji centralnych jako dolny

[17] Przedsiębiorstwa, w odróżnieniu od gałęzi przemysłu czy całej gospodarki były wystawione na działanie konkurencji nawet przed otwarciem granic.

[18] Możliwa teoretycznie jest również sytuacja, w której poziom zatrudnienia nie jest najwyższy, kiedy bank centralny prowadzi doskonale wiarygodną politykę utrzymywania stabilności płacowej. Wynika to z faktu, że związki zawodowe, w przypadku słabego banku centralnego są z własnej strony skłonne ograniczyć żądania płacowe, aby nie ryzykować podwyższonego poziomu inflacji, co oznacza odwrócenie rezultatu Barro-Gordona. Rezultat taki zależy od założenia o awersji związków do inflacji, o braku korelacji pomiędzy konserwatywnością banku centralnego i tą awersją oraz pominięcia w analizie dochodów samego związku.



Rysunek 2. Inflacja a konserwatywności banku centralnego i centralizacja rokowań płacowych (19 krajów OECD w latach 1980, 1990, 1994)



Źródło: Cukierman, Lippi (1998)

putap podwyżek płac, które pracodawcy są zobowiązani zapewnić. Taki punkt widzenia przyjmują w pewnej mierze także pracodawcy, a w niektórych krajach skandynawskich taki też jest stan prawny (pracownicy także powinni przyjąć ustalenia centralne jako obowiązujące, jednak tego nie robią i wywierają presję na dalsze podwyżki nieformalnymi metodami).

Krótkowzrocznym rozwiązaniem problemu podbijania w przedsiębiorstwach centralnie wynegocjowanego wskaźnika wzrostu płac, kiedy rządowi zależy na utrzymaniu stałych płac realnych jest "niespodzianka cenowa", nieoczekiwane przyspieszenie inflacji, które ma zrównoważyć wagę *drift* w przedsiębiorstwach. Taka praktyka jednak, pomijając inne jej rezultaty, podważa wzajemne zaufanie w trakcie centralnych rokowań. Zgodnie z przedstawionym wcześniej modelem Barro i Gordona prowadzi do nieoptymalnego rezultatu. Negocjacje wielopoziomowe prowadzą więc do obniżenia szans na osiągnięcie wyniku kooperatywnego. Ten fakt może stanowić o wyższości negocjacji całkowicie zdecentralizowanych (czyli jednopoziomowych) nad rokowaniami centralnymi (czyli wielopoziomowymi).

Alternatywnie, osiągnięcie zamierzonego przyrostu płac nominalnych w systemie rokowań wielopoziomowych implikuje konieczność przyjęcia zaniżonych wartości wzrostu na wyższych poziomach negocjacji. W takiej sytuacji utrzymanie stałych płac realnych (przy nierosnącej produktywności) wymaga zgody w rokowaniach centralnych na spadek płac realnych. W warunkach niskiej inflacji mogłoby to wręcz oznaczać konieczność uzgodnienia spadku płac nominalnych, co jednak w praktyce jest w zasadzie niemożliwe. Według Calmforsa (1994) doświadczenia krajów o scentralizowanych rokowaniach płacowych wskazują, że dolnym ograniczeniem przyrostu nominalnych płac jest

1–2%, choć trudno dla tego faktu znaleźć satysfakcjonujące wytłumaczenie teoretyczne. Autor sugeruje więc, że wielopoziomowe rokowania płacowe mogą skutecznie hamować wzrost płac tylko w krajach o wyższej inflacji. Taka hipoteza znajduje pewne potwierdzenie w doświadczeniach krajów skandynawskich, w których sukcesy w hamowaniu wzrostu płac odnoszono w warunkach podwyższonej inflacji. Alternatywnym wytłumaczeniem dla tego zjawiska jest jednak większa waga, jaką agenci ekonomiczni (także związki) przykładają do unikania impulsów proinflacyjnych, kiedy ceny rosną niepokojąco szybko.

W rezultacie, można za Calmforssem podejrzewać, że kształt krzywej Calmforsa-Driffila może zachowywać kształt odwróconej litery U dla krajów o relatywnie wysokiej inflacji i może być ona monotonicznie rosnąca dla krajów o niskim poziomie inflacji. Oznaczałoby to, że Komisja Trójstronna pomimo kreowania systemów rokowań wielostronnych mogłaby pozostawać atrakcyjną alternatywą dla rokowań zdecentralizowanych w pierwszych fazach dezinflacji.

W dłuższej perspektywie czasu jednak, rozwiązania systemowe powinny zmierzać ku negocjacom jednopoziomowym. Calmfors jako dowód znaczenia ograniczania liczby poziomów negocjacji wskazuje doświadczenia krajów takich jak Japonia, Austria i Niemcy. Właśnie jeden poziom rokowań płacowych mógł przyczynić się w tych krajach do utrzymywania równocześnie niskiej inflacji i dość wysokiej stopy wzrostu zatrudnienia, pomimo wysokiego stopnia kooperacji zarówno po stronie związków, jak i przedsiębiorców – w Japonii na poziomie przedsiębiorstw, a w Niemczech i Austrii na poziomie gałęzi przemysłu.

Czy negocjacje jednopoziomowe mogą być negocjacjami o charakterze scentralizowanym? Problemem jest przede wszystkim zmieniająca się struktura płac relatyw-

nych. Próby narzucania określonego kierunku tych zmian, jak miało to miejsce w Szwecji, gdzie dążono do wyrównywania płac, wymagają – z racji trudności w obniżaniu płac – wyższych przyrostów średnich wynagrodzeń (struktura płac zmieniana jest przez wyższe podwyżki dla uprzywilejowanych, a nie przez ich obniżanie pozostałym pracownikom). Próby ingerencji w dystrybucję płac prowadzą także do reakcji na poziomie przedsiębiorstw, które starają się przywrócić pożądaną przez nie strukturę płac. Z podobnego powodu tutaj także następuje podwyższenie przeciętnej dynamiki płac [Calmfors, 1994]. Taki problem nie występuje jednak w systemie niemieckim, gdzie negocjuje się na poziomie przemysłów jedynie płace minimalne, które jednak służą także za wskaźnik stopy wzrostu samych płac. Istotne jest jednak to, że związki akceptują różnicowanie płac, o ile tylko średni przyrost wynagrodzeń jest zgodny z wynegocjowanym wskaźnikiem (czyli nie występują rokowania na poziomie przedsiębiorstw). Brak ingerencji państwa w dystrybucję płac wydaje się kolejnym elementem skuteczności polityki płacowej.

### **Sektor publiczny**

Rokowania w Komisji Trójstronnej w Polsce zdominowane są co roku przez przetargi o płace w sektorze budżetowym. Zagadnienie negocjacji płacowych w sektorze publicznym jest jednak relatywnie słabo zanalizowane w literaturze. Jak zauważa Calmfors (1994) negocjacje scentralizowane w przypadku tego sektora są najprawdopodobniej rozwiązaniem lepszym. W przypadku sektora publicznego żądań płacowych nie ogranicza bowiem zwykle konieczność konkurencji z innymi podmiotami.

Z drugiej strony, w systemie scentralizowanym trudniej jest zdyscyplinować pracowników przez ustanawianie limitu wydatków na dany cel. Na poziomie pojedynczej jednostki budżetowej zbyt wysoki wzrost płac może być powstrzymany groźbą redukcji zatrudnienia. Na poziomie państwa redukcja zatrudnienia w sektorze publicznym może prowadzić do obniżenia jakości świadczonych usług i jest politycznie bardzo trudna, w związku z czym groźba jest zdaniem Calmforsa niewiarygodna. Z tego powodu interesującym rozwiązaniem mogłyby być negocjacje na poziomie województw. Przy tym rozwiązaniu związki zaczynają dostrzegać szersze konsekwencje podwyższonych żądań płacowych, a z drugiej strony ograniczenie budżetowe pozostaje bardziej wiarygodne.

### **Brak jednoznacznie optymalnego systemu**

Z teoretycznego punktu widzenia trudno jednoznacznie zdecydować, który z poziomów rokowań płacowych prowadzi do najkorzystniejszego wyniku, czyli niższego przeciętnego wzrostu płac. Systemy rokowań płacowych w krajach wysokorozwiniętych są bardzo zróżnicowane (syntetyczna prezentacja systemów negocjacji płacowych w krajach OECD zamieszczona jest w aneksie). Tradycyjnie, za

kraje o najbardziej zdecentralizowanych systemach rokowań uważa się USA i Kanadę. Na drugim skrajem skali umieszczają się kraje skandynawskie oraz Austrię. W innych krajach Europy kontynentalnej przeważają negocjacje na poziomie branży. Taka różnorodność systemów ma oczywiście podłoże historyczne, z drugiej jednak strony wskazuje na to, że trudno różne systemy negocjacji płacowych jednoznacznie oceniać i porównywać. Choć w poprzedniej dekadzie zaznaczył się trend w kierunku rozwiązań bardziej scentralizowanych, to nie odnaleziono w pracach teoretycznych ani badaniach empirycznych przekonujących argumentów za bezwzględną wyższością któregoś z systemów. Nickell i Layard (1998) pokazują na przykład, że płace na poziomie firm (gałęzi), łatwiej dostosowują się do szoków dotyczących tych firm (gałęzi) w krajach o zdecentralizowanym systemie rokowań. Równocześnie jednak, średnie płace w gospodarce są "o wiele" bardziej elastyczne w stosunku do ogólnego bezrobocia, w krajach o skoordynowanych negocjacjach płacowych.

Co więcej, wydaje się, że dotychczasowe analizy nie uwzględniają pełnego spektrum zmiennych, które mogą decydować o wyborze optymalnego układu instytucjonalnego rokowań i ta sama słabość charakteryzuje wyniki badań empirycznych. Zatem, jak zaznacza w swoim przeglądzie Calmfors (1994), głównym wynikiem badań jest zrozumienie złożoności problemu i wielości czynników, które mogą decydować o ocenie przydatności każdego z rozwiązań. Ten wniosek ma istotne znaczenie dla tworzenia polskiego systemu rokowań płacowych, wskazuje bowiem na niską skuteczność kopiowania gotowych, funkcjonujących w innych krajach, rozwiązań.

## **3.3. Komisja Trójstronna w Polsce**

### **3.3.1. Działanie Komisji Trójstronnej**

#### **Niejasny status prawny**

Brak consensusu, co do zakresu działania Komisji Trójstronnej jest powiązany z niejasną sytuacją prawną tej instytucji, w szczególności brakiem regulacji ustawowej, choć Solidarność domagała się nawet, by zapis o KT znalazł się w Konstytucji. Takiego zapisu ostatecznie nie ma, ale art. 20 Konstytucji stanowi, iż podstawą systemu gospodarczego jest społeczna gospodarka rynkowa, wolność gospodarcza, prywatna własność środków produkcji oraz dialog między partnerami społecznymi. Temu dialogowi właśnie ma służyć Komisja Trójstronna, ale funkcja ta nie znalazła odzwierciedlenia w zapisach ustawowych.

Brak umocowania ustawowego, który wynika z nieukończonych prac nad kodeksem zbiorowych stosunków pracy, doprowadził nawet do zakwestionowania legalności

działania KT przez część związków zawodowych pozostających poza tym ciałem. Wiarygodność instytucjonalna KT była kwestionowana ze względu na kontrowersje:

- wokół zakresu kompetencji,
- co do wagi prawnej ustaleń,
- wokół reprezentatywności, wywołujące zarzuty o dyskryminacji ze strony mniejszych związków zawodowych, które zgodnie z rozporządzeniem Rady Ministrów nie uczestniczą w negocjacjach.

Wyrok Trybunału Konstytucyjnego, co prawda potwierdził legalność działania KT, ale z drugiej strony podważył jej znaczenie w rozwiązywaniu konfliktów. Trybunał stwierdził bowiem, że w świetle obowiązującego prawa, KT jest jedynie organem doradczo-pomocniczym dla rządu. Jak więc argumentowali przedstawiciele związku lekarzy (którzy nie zostali dopuszczeni do udziału w KT, ale których płace są tam determinowane), w świetle wyroku mieli oni prawo domagać się od rządu wyższych podwyżek, niż wynegocjonowano to w KT. Ustalony wskaźnik wzrostu płac nie jest "decyzją komisji, a właśnie wewnętrzną decyzją rządu" [19]. Niska ranga ustaleń KT sprawia także, że w zasadzie mogą być one lekceważone, szczególnie przez rządzących.

Trybunał Konstytucyjny stwierdził wreszcie, że konieczne jest ustawowe ustalenie składu i zadań KT, tak jak to zapowiedziała ustawa "Pakt o Przedsiębiorstwie Państwowym". W projekcie nowego kodeksu pracy przedstawionym przez poprzedniego ministra pracy proponowano by w KT zasiadały związki o co najmniej 500 tys. członkach i organizacje pracodawców zatrudniających łącznie 1 mln pracowników. W kodeksie przewiduje się, że KT ma zajmować się konsultacjami na temat zatrudnienia, wynagrodzeń, świadczeń socjalnych i bhp. KT będzie mogła w takich sprawach wyrazić opinię lub zawrzeć porozumienie [20]. Taką regulację należałoby uznać za krok w kierunku nowoczesnego systemu rokowań. W obradach KT chcieliby uczestniczyć także przedstawiciele samorządów, albo jako czwarty partner, albo jako jeden z najważniejszych pracodawców w Polsce.

Jednak w chwili obecnej, w moim pojęciu, krytycznym zagadnieniem pozostaje pozycja rządu, który jest równo-

cześnie nadreprezentowaną stroną (państwo i pracodawca) i arbitrem KT. W przypadku nie uzgodnienia stanowisk ostateczna decyzja, co do wysokości wzrostu płac należy właśnie do rządu.

### Zasady negocjacji płac

#### Sfera budżetowa

Komisja Trójstronna uzgadnia wysokość prognozowanego przeciętnego wynagrodzenia oraz jego międzywydziałowych relacji w państwowej sferze budżetowej. Ustalenia są dla rządu wiążące, tzn. w projekcie ustawy budżetowej muszą się znaleźć środki konieczne na uzyskanie ustalonych wskaźników wzrostu, które są formułowane w wartościach realnych. Z drugiej strony związki "zobowiązują się do niewszczywania, nieorganizowania i niepopierania strajków i akcji protestacyjnych w sprawach objętych niniejszym porozumieniem, tzn. dotyczących poziomu środków na wynagrodzenia w państwowej sferze budżetowej" [21].

Przyrost płac jest rozłożony na kwartały, a jego wielkość jest ustalana w oparciu o prognozę wzrostu PKB, prognozowaną stopę inflacji oraz wstępną propozycję rządu, które przekazywane są do Komisji Trójstronnej do 20 lipca każdego roku. W ciągu dwóch tygodni od przekazania pełnych dokumentów, które musi nastąpić przed 15 sierpnia, Komisja powinna osiągnąć porozumienie. Jeżeli tak się nie stanie, rząd do ustawy budżetowej na następny rok wpisuje wysokość wzrostu wynagrodzeń nie niższą od swojej wyjściowej propozycji. Ustalenia podlegają kwartalnemu przeglądowi i są modyfikowane, jeżeli inflacja przekracza poziom zakładany w budżecie państwa.

#### Sektor przedsiębiorstw

Komisja Trójstronna ustala także wskaźnik przyrostów wynagrodzeń (bez wypłat z zysków) zaliczanych w ciężar kosztów w podmiotach gospodarczych zatrudniających powyżej 50 osób.

Ustawa zakłada równość sektorów i ustalenia odnoszą się zarówno do podmiotów publicznych, jak i prywatnych. Sankcje za przekroczenia wskaźników dotyczą jednak tylko

Tabela 1. Pracownicy sektora przedsiębiorstw, których wynagrodzenia są negocjowane w KT

	Liczba zatrudnionych (mln)	Udział w zatrudnieniu ogółem	Udział sektora prywatnego
1995	4,4	48%	35%
1996	4,5	47%	39%
1997	4,5	46%	52%
1998 – półrocze	4,5		55%

Źródło: Informacje GUS na temat wynagrodzeń i wyników finansowych w podmiotach podlegających ustawie o negocjacyjnym kształtowaniu wynagrodzeń, Biuletyn Statystyczny

[19] Życie Warszawy 105, 7 maja 1997.

[20] Rzeczpospolita 240, 14 października 1997.

[21] Porozumienia zawarte w Komisji Trójstronnej, 30 grudnia 1994 roku, 3 stycznia 1995 roku.

tych pierwszych. Podobnie jak w przypadku wynagrodzeń w sferze budżetowej przyrost płac jest rozłożony na kwartały, a jego wielkość jest ustalana w oparciu o prognozę wzrostu PKB, prognozowaną stopę inflacji oraz wstępną propozycję rządu, które muszą być przedstawione do 20 lipca każdego roku. Porozumienie jest formułowane w wartościach nominalnych. W przypadku nieosiągnięcia porozumienia w KT, do 1 grudnia rząd samodzielnie ustala wskaźnik.

Negocjowany przez KT wskaźnik średniego wzrostu wynagrodzeń ma jednak charakter jedynie informacyjny. Ustalenia stanowią informację, jaki stopień wzrostu wynagrodzeń jest bezpieczny dla finansów publicznych [22]. Nie jest to więc ustalenie definitywne i obowiązujące, ponieważ o podwyżkach w danym przedsiębiorstwie ma decydować sytuacja ekonomiczna i możliwości finansowe zakładu. W rezultacie takiej interpretacji, ograniczony jest naturalny wpływ, jaki mają ustalenia KT na kształtowanie się płac w sektorze prywatnym.

Rzeczywisty przyrost płac jest określany w przedsiębiorstwach, w formie zbiorowych układów pracy pomiędzy pracodawcą a związkami zawodowymi. W przypadku braku osiągnięcia zakładowego porozumienia do końca lutego, pracodawca ustala wzrost płac w formie zarządzenia. W istniejącym systemie, centralne rokowania płacowe implikują zatem rokowania wielopoziomowe. Ponadto, zmiany w ciągu roku, założonych wysokości PKB i inflacji, pociągają za sobą możliwość ich renegocjacji, zarówno na poziomie państwa, jak i przedsiębiorstwa.

Przewiduje się jednak sankcje wobec przedsiębiorstw państwowych, w których doszło do pogorszenia sytuacji finansowej. Zgodnie z ustawą, KT może więc w przypadku przekroczenia wskaźników wzrostu płac w gospodarce zwrócić się do właścicieli i organów założycielskich z wnioskiem o udzielenie wyjaśnień, przeprowadzenie kontroli oraz wystąpić do pracodawców i związków zawodowych o zdyscyplinowanie polityki płacowej. Bardziej wymierną sankcją za przekroczenie ustalonego wskaźnika, jeżeli wiąże się to z pogorszeniem sytuacji ekonomicznej przedsiębiorstwa państwowego, jest obniżenie premii dyrektora, lub w niektórych przypadkach usunięcie go ze stanowiska (choć zdarza się to bardzo rzadko [23]). Sankcje za przekraczanie ustaleń KT może w przypadku przedsiębiorstw państwowych i jednoosobowych spółek Skarbu Państwa wymierzać wojewoda, lub minister skarbu, brakuje w tym względzie jednak kooperacji pomiędzy ministerstwami. Najczęściej jednak firm, które przekraczają ustalony wskaźnik, nie spotykają żadne konsekwencje [24]. Wydaje się także, że elementem polityki rządu

mającym skłonić przedsiębiorstwa do przestrzegania ustaleń KT, są pojawiające się regularnie plotki o przywróceniu jakichś form popiwku.

Negocjowany przez KT kierunkowy wskaźnik płac nie jest zatem w rzeczywistości wiążący, zarówno dla przedsiębiorstw sektora publicznego, jak i prywatnego, a ma jedynie oddawać pewien kompromis w sprawie fundamentalnego kierunku rozwoju gospodarki.

### 3.3.2. Partnerzy społeczni: specyfika polskiej Komisji Trójstronnej

#### Rząd

Moim zdaniem Komisja Trójstronna pozostaje przede wszystkim narzędziem polityki fiskalnej rządu. Najważniejszym celem, jaki rząd pragnie osiągnąć w KT, jest ograniczenie wydatków budżetowych związanych ze wzrostem płac w sferze budżetowej. Cel ograniczania wielkości wydatków na wynagrodzenia w sferze budżetowej, stanowiących np. 19,9% wszystkich wydatków budżetu w 1997 roku, dominuje wszystkie pozostałe i decyduje o erozji znaczenia Komisji Trójstronnej w warunkach gospodarki rynkowej o dominującym znaczeniu sektora prywatnego. Przebieg negocjacji wskazuje, że mniejszą wagę rząd przykładają do uzyskiwania niskiego wskaźnika orientacyjnego w przedsiębiorstwach – te wpływają pośrednio na sytuację budżetową państwa (rentowność zakładów państwowych), nie stanowią jednak jego bezpośredniego wydatku. Rząd nie może jednak dopuścić także do większego wzrostu płac w tym sektorze, ponieważ wywołuje to wzmożone naciski na wzrost płac w sferze budżetowej. Związki proponowały więc w roku 1997 by różnica płac pomiędzy dwoma sektorami była niwelowana o 4–5% w kolejnych 3 latach, jednak rządowi do tej pory udawało się uniknąć wypełnienia tych nacisków uchylając się przed ostatecznym ustaleniem ścieżki wyrównywania płac, hamując lub zatrzymując pracę w odpowiednich podkomisjach KT. Brak sformułowania ścieżki wyrównywania płac był głównym powodem, dla którego Solidarność nie uczestniczyła w rokowaniach w roku 1997.

Drugi priorytet polityki rządu stanowią cele inflacyjne – zwłaszcza w ostatnim okresie rząd jest skłonny schładzać gospodarkę by obniżyć inflację. Ekonomia polityczna wskazuje jednak na potencjalną niechęć rządu do obniżania inflacji kosztem bezrobocia – w ocenie wyborców istotniejszym zagadnieniem wydaje się być bezpieczeństwo i premiowanie powstawania nowych miejsc pracy, raczej niż wysokość zarobków realnych. Fakt wpływu wzrostu płac na

[22] Gazeta Prawna 57, 28.10-3.11.1997.

[23] Zwolnienie dyrektora musi być dokonane przez Radę Pracowniczą (za zgodą organu założycielskiego), prawdopodobieństwo zwolnienia za zbyt wysoki wzrost płac jest zatem minimalne.

[24] Rzeczpospolita 127, 3 czerwca 1997.

zatrudnienie podkreślali na przykład eksperci RCSS, którzy w rosnącym udziale kosztów pracy w kosztach produkcji widzieli przyczynę malejącej konkurencyjności polskich przedsiębiorstw, ich rentowności, możliwości inwestycyjnych i w rezultacie malejącą liczbę generowanych miejsc pracy. Rząd chce zatem obniżyć inflację, równocześnie zmniejszając tempo wzrostu płac w gospodarce. Aby osiągnąć ten cel, rząd stosuje w negocjacjach zabiegi mające wzmocnić jego sytuację przetargową, w szczególności stwarzając sobie wiarygodne przeszkody w uzgadnianiu wyższego wzrostu płac. Do takich zabiegów należy na przykład praktyka negocjowania w KT wzrostu płac, gdy projekt budżetu znajduje się już w parlamencie. Do pewnego stopnia kryzys rosyjski, którego eskalacja nastąpiła w 1998 roku w końcowej fazie negocjacji, został wykorzystany dla usztywnienia stanowiska rządu.

### Związki zawodowe

W wypowiedziach przedstawicieli związków brakuje zrozumienia dla wpływu jakie mają przyrosty płac na stopę bezrobocia, a zatem także na zwiększone wydatki na zasiłki dla bezrobotnych [25]. Jeżeli jakiś wpływ wzrostu płac na gospodarkę jest dostrzegany, to jest to oddziaływanie poprzez wzrastający deficyt budżetowy, w mniejszym stopniu przez inflację, być może także poprzez redukcję inwestycji w państwowych zakładach. Znaczenie kosztów pracy bezpośrednio dla poziomu zatrudnienia jest całkowicie niedostrzegane [26]. Brak identyfikacji zależności pomiędzy wysokością płac realnych a zatrudnieniem można wytłumaczyć postępującą w Polsce dezinflacją. Ograniczanie inflacji, które zwykle wiąże się ze wzrastającymi (w krótkim okresie) płacami realnymi i spadającym zatrudnieniem, w Polsce w ostatnich latach odbywa się przy równoczesnym spadku bezrobocia.

W krótszym okresie, celem związków jest zatem realizacja płacowych żądań swoich członków, w dłuższym okresie "realizacja poczucia sprawiedliwości społecznej" – rozumianej jako wysoki udział pracowników w korzyściach płynących ze wzrostu gospodarczego. Stąd nacisk na wprowadzenie zasad wiążących wzrost płac z tempem wzrostu gospodarczego [27]. Dotyczy to szczególnie wynagrodzeń w sferze budżetowej, w której związki mają szczególnie silne oparcie. Co więcej nożyce pomiędzy płacami w sferze budżetowej i w sektorze przedsiębiorstw z roku na rok się rozszerzają [28]. Wskaźnik wzrostu płac w przedsiębior-

stwach wywołuje mniejsze napięcia, ponieważ związki ciągle mogą kontrolować sposób wcielania go w życie w rokowaniach prowadzonych na poziomie przedsiębiorstw. Główną siłą przetargową związkowców są strajki i inne formy niepokoju społecznych.

W kolejnych latach, o przyjęciu przez związki wskaźnika wzrostu decyduje przede wszystkim skłonność rządu do podniesienia w istotny sposób wskaźników proponowanych przez niego początkowo. W innym przypadku porozumienie oznacza dla związków polityczną porażkę. Równocześnie trzeba zaznaczyć, iż początkowa propozycja rządu utrzymania płac realnych na stałym poziomie, mogłaby nawet doprowadzić do nieprzystąpienia przez związki do negocjacji. Oznacza to, że kompromis w sprawie płac w sferze budżetowej jest raczej nie do osiągnięcia. Jednak także brak porozumienia jest niekorzystny dla związków, ponieważ zaczynają być one postrzegane jako mało skuteczne.

Surdej (1995) stwierdza, że związki w różnym stopniu zaakceptowały zależność wysokości płac od wyników finansowych przedsiębiorstw i ciągle wśród niektórych z nich dominuje chęć przerzucenia na państwo odpowiedzialności za dostarczenie odpowiednio wysokich płac. Surdej zauważa również, że związki straciły okazję do poważnego umocnienia swojego wpływu na gospodarkę w pierwszych latach reform. Gdyby związkom udało się rozszerzyć popiówek na prywatne przedsiębiorstwa, a później zastąpić ten system scentralizowanymi rokowaniami ich pozycja w sektorze prywatnym byłaby znacznie silniejsza. Chciałbym zauważyć, że taki scenariusz oznaczałby ustanowienie w którymś momencie rządu, jako decydenta poziomu płac w sektorze prywatnym. Potwierdza to znaną opinię, że siła związków w Polsce wynika ze zbyt dużej obecności rządu w gospodarce.

Tymczasem, sytuacja pracowników sektora prywatnego pozostaje w znacznej części poza sferą zainteresowania KT. W ciągu kilku lat funkcjonowania KT nie poruszono problemu przestrzegania przepisów Kodeksu Pracy w przedsiębiorstwach prywatnych. Nie znaczy to jednak, że decyzje KT nie mają żadnego wpływu na pracowników sektora prywatnego. Słabość związków w sektorze prywatnym potwierdza przewidywania Freemana (1993), co do przyszłej koncentracji związków w sektorze publicznym, jednak nie przesądza to o ogólnej słabości i oczekiwany rozdrobnieniu ruchu związkowego w Polsce. Związki nie tracą znaczenia, zwłaszcza w politycznym życiu kraju. Także Komisja Trójstronna to dla wiodą-

[25] Z jednej strony, związki wypłacają zapomogi dla swoich bezrobotnych członków, z drugiej strony rząd musi sfinansować zasiłki wypłacane przez urzędy pracy, poprzez podwyższenie stopy podatkowej, lub redukcje w wydatkach budżetowych, co również uderza w członków związku.

[26] Wyjątkiem jest jedynie edukacja, w której z przyczyn nie rynkowych a budżetowych, mówi się o wyborze modelu niewielkiej liczby dobrze opłacanych nauczycieli, lub o utrzymaniu obecnego zatrudnienia i niskich płac.

[27] Stopa wzrostu płac ma być równa połowie stopy wzrostu PKB zgodnie z zapisem w Pakcie o Przedsiębiorstwie Państwowym.

[28] Obecnie przeciętna płaca w sferze budżetowej wynosi 85% płacy w sektorze przedsiębiorstw.

[29] Po nieosiągnięciu porozumienia w sprawie wzrostu płac na rok 1998, liderzy związków oświadczyli, że nie będą wygaszać ewentualnych strajków.

cych związków zawodowych, szansa na bezpośrednie wpływanie na władzę wykonawczą i ustawodawczą w Polsce.

### Pracodawcy

Wzrost udziału pracowników sektora prywatnego w ogólnym zatrudnieniu w podmiotach objętych negocjacjami nie znalazł do tej pory niemal żadnego odzwierciedlenia w wyższym znaczeniu prywatnych pracodawców w obradach Komisji Trójstronnej. W tej sytuacji w KT dominuje całkowicie największy pracodawca w Polsce, tj. rząd. Konfederacja Pracodawców Polskich mająca być teoretycznie główną stroną negocjacji jest zatem w rokowaniach marginalizowana i nie ma większego znaczenia dla ostatecznego wyniku negocjacji. Stanowisko pracodawców w KT jest zwykle zbliżone do stanowiska rządu, bowiem przedsiębiorstwa dostrzegają negatywny wpływ wzrostu wynagrodzeń na ich wyniki finansowe i podkreślają negatywny wpływ tego wzrostu na zatrudnienie. Pracodawcy próbowali także, choć bez większych sukcesów, bronić w KT interesów małych firm prywatnych.

### 3.3.3. Ustalenia Komisji Trójstronnej i ich realizacja

#### Sfera budżetowa

Komisja Trójstronna zdołała przyjąć wspólne stanowisko, co do tempa wzrostu płac w sferze budżetowej w latach 1995–1997. Wskaźnik wzrostu płac na rok 1998 i 1999 został, w wyniku nieuzyskania porozumienia, ustalony przez rząd. Wskaźniki wzrostu płac w sferze budżetowej formułowane były w wartościach realnych, ponad planowaną (a ex post rzeczywistą) stopę inflacji.

Przyjęte w Komisji Trójstronnej ustalenia co do wzrostu płac są wiążące zarówno dla rządu, który musi je uwzględnić w ustawie budżetowej oraz dla związków. Wydawałoby się więc, że ich realizacja nie będzie budzić większych wątpliwości. Tak jednak nie było.

Wynegocjowane trzykrotnie wskaźniki wzrostu płac nigdy nie były realizowane zgodnie z oczekiwaniami związków. Już

Tabela 2. Wynegocjowane w KT i ustalone przez rząd wskaźniki wzrostu płac

	Wynegocjonowany wskaźnik wzrostu płac powyżej stopy inflacji	Ustalony przez rząd wskaźnik wzrostu płac powyżej stopy inflacji
1995	6%	-
1996	5,5%	-
1997	5,5%	-
1998	-	2%
1999	-	2%

Źródło: Porozumienia zawarte w Komisji Trójstronnej 1994, 1995, 1996, Rzeczpospolita

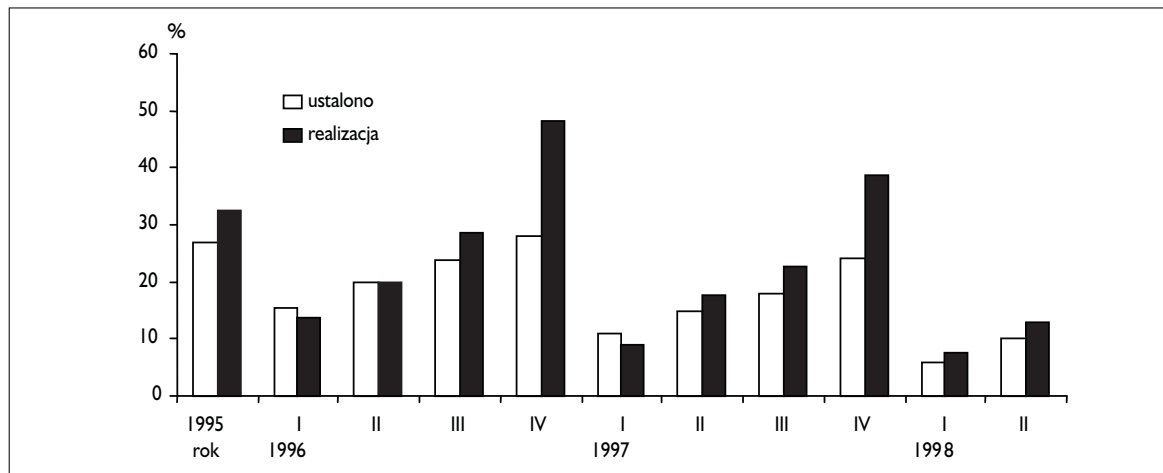
Tabela 3. Procent wzrostu przeciętnego wynagrodzenia w stosunku do przeciętnego średniorocznego wynagrodzenia w roku poprzednim

Rok	Kwartał	Ustalenia*	Korekty	Realizacja	Sektor Publiczny	Sektor Prywatny
1995	I	16	16	na	na	na
	II	22	22	na	na	na
	III	26	32	na	na	na
	IV	30	38	57,3	60,4	55,9
	średniorocznie	23,5	27	32,6	36,7	32,8
1996	I	15,5	-	13,7	14,4	13,3
	II	20	-	19,8	19	22,9
	III	23,7	-	28,7	27,8	32,6
	IV	28	-	48,2	52,6	43,9
	średniorocznie	21,8	-	27,7	28,2	28,7
1997	I	11	-	9	9,2	9,8
	II	15	-	17,6	17,7	19,6
	III	18	-	22,6	23,1	25,9
	IV	24	-	38,6	46,8	36,8
	średniorocznie	17	-	22	25,8	22,9
1998	I	6	-	7,6	7,2	8,6
	II	10	-	12,8	10,5	16,3
	półrocze	8	-	10,2	8,9	12,5

\* Wskaźnik na rok 1998 ustalony przez rząd

Źródło: Ustalenia Komisji Trójstronnej, Informacje GUS na temat wynagrodzeń i wyników finansowych w podmiotach podlegających ustawie o negocjacyjnym kształtowaniu wynagrodzeń

Rysunek 3. Wzrost przeciętnego wynagrodzenia w stosunku do przeciętnego średniorocznego wynagrodzenia w roku poprzednim



Źródło: Komisji Trójstronnej, Informacje GUS na temat wynagrodzeń i wyników finansowych w podmiotach podlegających ustawie o negocjacyjnym kształtowaniu wynagrodzeń

w roku 1995 rząd próbował uniknąć rekompensaty za wyższy od oczekiwanego wzrost cen, a ówczesny wiceminister warunkował te (uzgodnione wcześniej) wypłaty większymi od planowych dochodami państwa. W roku 1996 okazało się, że wynegocjonowany wzrost płac nie odnosił się, w interpretacji rządu, do pracowników cywilnej sfery budżetowej. Gdy związki taką interpretację wymusiły, rząd zobowiązał się wypłacić wyrównanie w roku 1997, w budżecie na rok 1997 tych zaległych płatności jednak w ogóle nie przewidziano. Wszystkie te spory zniszczyły zaufanie w KT i leżały u podstaw nieosiągnięcia kompromisu w kolejnych latach.

### Sektor przedsiębiorstw

Negocjowany przez KT wskaźnik średniego wzrostu wynagrodzeń ma charakter jedynie informatywny, a rzeczywisty przyrost płac jest określany w przedsiębiorstwach. Tym, co charakteryzuje taki system, także

w krajach skandynawskich, jest to, że ostatecznie przyrosty przekraczają te, wynegocjowane na wyższym poziomie centralizacji (tzw. *wage drift*). Wskaźnik wzrostu był formułowany w wartościach nominalnych.

Wysokie rozbieżności pomiędzy wynegocjonowanym wskaźnikiem a rzeczywistym przyrostem płac, szczególnie w ostatnim kwartale każdego roku, stawiają pod znakiem zapytania celowość negocjacji. Wydaje się, że wzmocnienie sankcji i bardziej precyzyjne określenie warunków ich stosowania wobec dyrektorów państwowych przedsiębiorstw dopuszczających do przekroczenia wskaźnika wzrostu płac mogłoby być właściwym posunięciem. Analiza statystyczna pokazuje jednak, iż rzeczywiste wyniki negocjacji mają istotne znaczenie dla realizowanych wzrostów płac, zarówno w sektorze publicznym, jak i prywatnym.

Tabela 4. Determinanty wzrostu płac – współczynniki korelacji

	Ustalenia	Realizacja	Sektor publiczny	Sektor prywatny	Inflacja	Poziom kosztów ogółem	Rentowność brutto
Ustalenia	1,00						
Realizacja	0,93	1,00					
Sektor publiczny	0,90	0,99	1,00				
Sektor prywatny	0,94	0,98	0,96	1,00			
Inflacja	0,96	0,93	0,88	0,94	1,00		
Poziom kosztów ogółem	-0,68	-0,46	-0,46	-0,46	-0,51	1,00	
Rentowność brutto	-0,16	-0,31	-0,26	-0,30	-0,40	-0,53	1,00
Rentowność netto	-0,42	-0,65	-0,65	-0,60	-0,44	-0,14	1,00

Również analiza ekonometryczna potwierdza znaczenie wyników negocjacji na kształtowanie się wzrostów płac w Polsce w latach 1996–1998.

tu cen, mogą podtrzymać inflację inercyjną. Czy jednak te niemonetarne czynniki miały znaczenie dla utrzymywania się inflacji, zwiększając koszty polityki dżezinflacji?

Tabela 5. Determinanty wzrostu płac – wyniki analizy ekonometrycznej

Zmienna zależna: REALIZACJA				
Metoda Najmniejszych Kwadratów				
Liczba obserwacji: 20 (1996Q1-1998Q4)x2				
Zmienne niezależne	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
USTALENIA	1.398560	0.076696	18.23507	0.0000
R-squared	0.781142	S.D. dependent var		13.45519
Adjusted R-squared	0.781142	Durbin-Watson stat		1.917512
Test na łączną istotność pominiętych zmiennych niezależnych: INFLACJA RENTOWNOŚĆ KOSZTY PRYWATNY				
F-statistic	1.578442	Probability		0.231111
Log likelihood ratio	7.026063	Probability		0.134517

Powyższa regresja oparta jest na połączeniu obserwacji sektora publicznego i prywatnego. Statystyki są zadowalające, ale mogą pokazywać jedynie zależność pozorną, ze względu na niestacjonarność procesów generujących zarówno realizację, ustalenia, jak i inflację (wewnątrz każdego z sektorów). Należy jednak podkreślić, że zmienna "ustalenia" zachowuje swoją siłę wyjaśniającą nawet jeżeli do równania wprowadza się stopę inflacji. Umieszczona w równaniu zmienna ta okazuje się nieistotna, pomimo bardzo wysokiego stopnia skorelowania z tempem wzrostu płac. Fakt, iż ustalenia są ważniejsze dla wzrostu płac niż stopa inflacji może świadczyć o pozytywnej roli KT w procesie kształtowania wzrostu płac. Co zaskakujące, efekt ten jest podobny w przypadku sektora prywatnego i publicznego. Ponadto wyniki wskazują na to, że wzrost płac wiąże się ze spadkiem rentowności przedsiębiorstw, choć zależność ta jest bardzo słaba.

### 3.4. Ocena skuteczności działania Komisji Trójstronnej

We wstępie przytoczyłem trzy najważniejsze cele, dla których powołano Komisję Trójstronną w Polsce: ograniczanie tempa wzrostu płac w gospodarce, podtrzymywanie szerokiego poparcia społecznego dla przeprowadzanych reform i tworzenie nowoczesnych ram instytucjonalnych rynku pracy. W tej części artykułu ocenę skuteczność z jaką Komisja Trójstronna te cele dotychczas realizowała.

#### 3.4.1. Komisja Trójstronna i ograniczanie wzrostu płac

##### Komisja Trójstronna i spirala cenowo-płacowa

W drugiej części pracy przytaczałem argumenty za tym, że mechanizmy indeksacyjne i wysokie oczekiwania, co do wzrostu

#### Indeksacja i oczekiwania inflacyjne w Polsce

Orłowski (1995) przekonuje, że mechanizmy indeksacyjne miały duży wpływ na inflację w Polsce, szczególnie w latach 1990–1991. Egzogeniczne impulsy kosztowe uruchamiały bowiem mechanizmy inflacyjne, działające poprzez indeksację płac i dochodów. Indeksacja jednak była ograniczona, z jednej strony ze względu na popiwiek, z drugiej z powodu działającej dyscyplinująco wysokiej stopy bezrobocia. Spadające proinflacyjne znaczenie indeksacji wynikało w kolejnych latach ze wzrastającej wydajności pracy, która sprawiała, że przy tym samym stopniu indeksacji płac nominalnych spadała indeksacja kosztów pracy. Bauc (1995) zauważa z kolei, że "nie ma wątpliwości, że faktyczny poziom inflacji zdeterminowany jest oczekiwaniami indeksacyjnymi".

Lutkowski (1995) zaznacza, że doświadczenie wysokiej inflacji w Polsce pozostawiło w gospodarce "mechanizmy indeksacji, transmitujące w przyszłość inercyjny ruch cen, istnieją nadal podtrzymujące go oczekiwania (...). Terapia antyinflacyjna zamienia się w tym przypadku w leczenie długie, dolegliwe i techniczne skomplikowane". Jedną z metod leczenia jest więc zdaniem Lutkowskiego przemyślane działanie, mogące obniżyć oczekiwania inflacyjne w gospodarce. Każdy ich wzrost pociąga za sobą wzrost kosztów polityki dezinflacji, a rozmiary recesji w Polsce wynikały także z oddolnej presji inflacyjnej. Lutkowski konkluduje więc, iż inflacja w Polsce jest przede wszystkim inercyjna.

Pujol i Griffiths (1996) w swoim artykule zwracają uwagę na znaczenie dostosowań płac relatywnych dla utrzymywania się inflacji na umiarkowanym wysokim poziomie. Jednak wpływ ten jest silnie wzmocniony przez mechanizmy indeksacyjne; po czterech latach bodziec inflacyjny jest w Polsce – jak wynika z estymowanego modelu płacowo-cenowego – wzmocniony czterokrotnie, nawet jeśli nie zmienia się w tym czasie kurs walutowy. Wzrost cen był w Polsce w latach 1990–1994 przenoszony na płace w ciągu dwóch



miesiący. Ceny również odpowiadały wzrostem na wzrost płac nominalnych, choć z dłuższym opóźnieniem. Autorzy stwierdzają, że "wzrost wskaźnika cen detalicznych jest w Polsce powodowany, głównie płacami (oraz krajowym wzrostem PPI)". W rezultacie wysoki poziom indeksacji w Polsce oznacza konieczność prowadzenia bardzo restrykcyjnej polityki monetarnej. Z drugiej jednak strony autorzy zaznaczają, że jednym z czynników, który w takich warunkach umożliwiłby konieczny spadek płac realnych w pierwszych latach transformacji, są scentralizowane negocjacje płacowe.

Przeprowadzane przez Welfego (1997) analizy determinantów wzrostu płac wskazują na to, że w istocie mechanizmy płacowe w Polsce nie uległy istotnej modyfikacji w okresie transformacji gospodarczej i że w okresie 1990–1993 decydujące znaczenie dla wzrostu płac miał wzrost kosztów utrzymania, choć nie cały wzrost cen znajdował odzwierciedlenie we wzroście płac. Cenowa elastyczność płac okazuje się być względnie stała zarówno w czasie, jak i w różnych sektorach gospodarki i mieści się w granicach 0,78–0,9.

Walewski (1998) bada wpływ, jaki na zwalczanie inflacji w krajach postkomunistycznych może mieć spirala płacowo-inflacyjna. Okazuje się, że ruchy płac i cen są silnie skorelowane, a bezrobocie wywiera tylko niewielki wpływ dyscyplinujący na płace. Ekonometryczna analiza potwierdza występowanie spirali płacowo-cenowej jedynie w okresach wysokiej inflacji. Autor konkluduje zatem, że płace i ceny nie są ze sobą powiązane, lecz raczej są dwoma przejawami tego samego procesu.

#### **Komisja Trójstronna jako instytucja indeksacji**

Hiperinflacja roku 1990 i długotrwałe utrzymywanie się inflacji na poziomie dwucyfrowym przyczyniły się do rozprzestrzenienia się indeksacji w życiu gospodarczym Polski. Z kolei mechanizmy indeksacyjne okazują się obecnie jedną z ważniejszych przeszkód w obniżaniu wzrostu płac.

Kolejne zmiany w polityce płac miały zatrzymać indeksację, a przez to osłabić inercyjne mechanizmy inflacji. W roku 1994 ciągle jeszcze utrzymywane były różne formy popiwku, w roku 1995 wprowadzono scentralizowane rokowania w Komisji Trójstronnej. *Economic Survey* (1997) ostrzega jednak rokowania centralne i sposób wcielania ich postanowień w życie, jako de facto nowy mechanizm indeksacyjny. Według autorów, głównym rezultatem wprowadzenia wskaźnika maksymalnego wzrostu płac jest koordynacja działania związków, co prowadzi do wzmożonych nacisków płacowych, szczególnie w słabszych firmach, a korekty wskaźnika w przypadku wyższej inflacji, to już klasyczny mechanizm indeksacyjny.

Według mnie, ta opinia nie jest w pełni uzasadniona. Po

pierwsze, system negocjacji w Komisji Trójstronnej zapewnia pewną swobodę ruchu rządu i pozwala uniknąć pełnej indeksacji. Podczas gdy związkowcy widzą w KT instytucję pozwalającą na rezygnację z administracyjnego ograniczania płac [30], to rząd wykorzystuje KT przede wszystkim, jako szansę na swobodniejsze prowadzenie polityki i na łagodzenie bieżących konfliktów. Rząd przeforsował w parlamencie ustawę o negocjacyjnym systemie ustalania wzrostu płac w sferze budżetowej przy sprzeciwie posłów – związkowców, niezadowolonych z tego, że te miały być już niepowiązane ze wzrostem wynagrodzeń w sektorze przedsiębiorstw, tak jak to było praktykowane wcześniej. Ustawa nie tylko znosiła dotychczasowy automatyzm wzrostów płac w budżetówce, ale także dawała rządowi prawo jednostronnego ustalania wzrostu płac, w przypadku niewypracowania consensusu w KT.

Po drugie, efekt koordynujący jest silniejszy w przypadku menedżerów zakładów państwowych, którzy utrzymują choć odrobinę wiarygodności dla prowadzonej przez siebie polityki ograniczania wzrostu płac. Wiarygodność ta musi być podwyższona poprzez zwiększenie konsekwencji egzekucji właściwej polityki płacowej i wypracowanie jasnych kryteriów stosowania sankcji wobec dyrektorów państwowych zakładów, którzy dopuścili do wzrostu płac, szkodliwego dla prowadzonych przez nich przedsiębiorstw. Nie jest to rozwiązanie niezgodne z zasadami gospodarki wolnorynkowej, byłby to raczej jeszcze jeden instrument sprawowania przez państwo właściwego nadzoru właścicielskiego.

Po trzecie, indeksacja, którą może dostrzec w działaniu KT ma charakter ukierunkowany na przyszłość (*forward-looking*) a nie na przeszłość (*backward-looking*), co oznacza, że partnerzy społeczni zgadzają się na odniesienie wzrostu płac nie do historycznych wartości inflacji, ale do wartości przewidywanych w przyszłości. Może to pozwalać na prowadzenie skutecznej polityki kształtowania oczekiwań inflacyjnych.

#### **Kształtowanie oczekiwań inflacyjnych w Komisji Trójstronnej**

Moim zdaniem, Komisja Trójstronna mogła być miejscem, w którym skutecznie można było kształtować oczekiwania inflacyjne, ponieważ rokowania w KT są oparte na przedstawianych przez rząd prognozach inflacji. Co więcej, gra w KT jest powtarzalna, ze względu na możliwość renegeacji, odbywa się w zasadzie co kwartał, a rokowania w KT odbywają się w podobnym składzie, pomimo zmieniających się rządów. Perspektywa czasowa jest zatem dostatecznie długa, aby umożliwić doprowadzenie do podtrzymanego rozwiązania kooperacyjnego. Gdyby przedstawiany w KT przez rząd cel inflacyjny był w kolejnych latach

[30] Rzeczpospolita 88, 15 kwietnia 1997.

osiągany, wiarygodność prognoz rządowych byłaby wysoka. Rząd miałby zatem skuteczny instrument zwalczania inercji inflacyjnej.

Gra kooperatywna wyglądałaby następująco. Pracodawcy i pracownicy przyjmują inflacyjną propozycję rządu na kolejne kwartały roku. Jeżeli wzrost cen w pierwszym kwartale nie przekracza tego przedstawionego w KT, to umowa obowiązuje dalej. Jeżeli wskaźnik ulega przekroczeniu, rząd płaci karę w postaci renegocjacji porozumienia (wyrównania za wyższy wzrost cen) oraz wyższych żądań wzrostu płac nominalnych w przyszłości. Rząd nie ma zatem bodźca do zwiększania inflacji w ciągu roku, zapowiedź inflacyjna jest zatem wiarygodna. Taki instytucjonalny kształt jest także zgodny z postulatami Crowleya (1997), dotyczącymi tworzenia optymalnego systemu indeksacji w warunkach obniżenia inflacji. Wiarygodność prognoz inflacyjnych powinna być pogłębiona przez uczestnictwo w rokowaniach w KT przedstawiciela NBP, który potwierdzałby wolę banku centralnego osiągnięcia przedstawionego celu inflacyjnego – co byłoby zgodne z wprowadzoną ostatnio przez Radę Polityki Pieniężnej polityką bezpośredniego celu inflacyjnego.

W praktyce jednak, gra w Komisji Trójstronnej wyglądała zupełnie inaczej. Z roku na rok rząd mylił się w swojej ocenie inflacji i negocjował konieczność poniesienia kary z tego tytułu [31]. Przelamywanie wiążącego zobowiązania (co do przyjęcia ustalonych w grze sankcji) wynikało między innymi z omówionych wątpliwości, co do wagi prawnej ustaleń i zrujnowało wiarygodność KT jako instytucji. Możliwości polityki antyinflacyjnej w KT były zatem błędnie wykorzystywane. Zaniżanie rządowych prognoz inflacji nie prowadziło do obniżenia oczekiwań inflacyjnych, ale do utraty wiarygodności tych prognoz dla ustalania wzrostu płac w gospodarce, a przez to do utrudnienia procesu zbijania inflacji. W zasadzie jest to rezultat zaskakujący ze względu na krótkowzroczność strategii przyjętej przez rząd, w której obniżenie (odkładanie) wydatków budżetowych w kolejnym roku dominowało cele długoterminowe.

Apogeum kryzysu zaufania w KT nastąpiło w roku 1997, kiedy Solidarność postanowiła nie negocjować w ogóle wzrostu płac na 1998 rok, uznając, że przedstawione przez rząd dane nie są wiarygodne [32]. Ówczesny minister pracy uznał, że decyzja ta prowadziła do "sytuacji kryzysowej w KT" i "zagroza idej dialogu społecznego". Z drugiej strony również Konfederacja Pracodawców Polskich stwierdziła, że KT jest lekceważona przez rząd [33], a podobnego zdania było nawet OPZZ (wchodzące

w skład koalicji rządowej), które stwierdziło, że ze względu na brak założeń do budżetu nie ma możliwości weryfikacji propozycji rządowych.

To co sprawia, że przywrócenie dialogu i zaufania w KT jest raczej mało prawdopodobne to obecne zdominowanie negocjacji przez problem płac w sferze budżetowej, przy bardzo trudnej do rozwiązania sprawie wyrównywania różnic pomiędzy budżetówką i sferą przedsiębiorstw. Rozbieżności w tej sprawie są na tyle duże, że osiągnięcie kompromisu jest niemal niemożliwe.

### **Negocjacje scentralizowane czy zdecentralizowane**

Calmfors (1994) konkluduje, że optymalny system rokowań płacowych jest uwarunkowany szerszymi społeczno-instytucjonalnymi aspektami życia gospodarczego kraju. Moim zdaniem polskie realia pozwalają przypuszczać, że pożądanym rozwiązaniem instytucjonalnym są negocjacje scentralizowane. Na to stwierdzenie składają się następujące elementy:

- ciągle istotną część zatrudnienia w Polsce stanowi sektor publiczny, w którym presja konkurencyjna jest najczęściej bardzo niska,
- poziom konkurencji w wielu sektorach polskiej gospodarki jest niski,
- pozycja menedżerów w polskich firmach, szczególnie o wysokim udziale państwa jest relatywnie słaba,
- 2 główne związki zawodowe, mają swój udział w koalicjach formujących kolejne rządy, ich zachowanie na poziomie centralnym przejawiać powinno relatywnie większą odpowiedzialność za sprawy kraju, która w zasadzie jest niemożliwa na poziomie przedsiębiorstw.

W Polsce, jak twierdzą niektórzy obserwatorzy, generalnej akceptacji dla zasad gospodarki wolnorynkowej towarzyszy chęć wyłączenia własnej grupy spod reguł wolnego rynku i apelowanie o specjalną pomoc ze strony państwa. Jeżeli rzeczywiście taki sposób myślenia dominuje w niektórych zakładach, czy całych gałęziach przemysłu, to centralizacja rokowań ma szczególnie duże znaczenie, ponieważ efektywnie eliminuje taki sposób myślenia. Dotyczy to szczególnie branżowych związków zawodowych, które uczestniczą w obradach KT oraz przedstawicieli sfery budżetowej, w której związkowcy nie odczuwają presji rynkowej.

Można zatem zaproponować następujący sposób analizy zachowania związków zawodowych w Polsce. Reprezentacje dwóch gałęzi gospodarki wybierają walkę o wyższe płace wierząc, że w ten sposób jeśli nawet nie uzyskają wy-

[31] Min. Fin. Grzegorz Kołodko: „Jeżeli inflacja będzie nadal rosła, to może okazać się niemożliwe wywiązanie z umów trójstronnych i może nie dojść do wynegocjonowanych podwyżek płac budżetówki” (Życie Warszawy 152, 7 czerwca 1995).

[32] Część działaczy OPZZ twierdzi, że nieprzystąpienie do negocjacji było jedynie elementem gry przedwyborczej. Rząd nie przedstawił jednak wszystkich wymaganych prawem dokumentów, decyzja Solidarności miała więc formalne uzasadnienie.

[33] Rzeczpospolita 201, 29 sierpnia 1997.

ższych płac to przynajmniej nie pozwolą na polepszenie sytuacji pozostałych grup kosztem własnej grupy. Z punktu widzenia uczestników, rywalizacja ma charakter gry o sumie zerowej z ograniczoną wielkością transferów, jakie można uzyskać z gospodarki czy raczej z budżetu państwa. *Ex ante* zatem rozwiązanie konfliktowe (równowaga Nasha) nie różni się dla uczestników gry od niemożliwego tu do osiągnięcia rozwiązania kooperatywnego. *Ex post* różnica jednak występuje, rywalizacja prowadzi bowiem do presji inflacyjnej i pogłębionego deficytu.

Ponieważ system rokowań centralnych jest krytykowany za ograniczanie swobody zmian płac relatywnych [34], związki (ale nie tylko) opowiadają się za tym, by oprócz negocjacji w KT, wzrost płac był ustalany w zakładowych i ponad-zakładowych negocjacjach płacowych. Postulat ten jest przy tym formułowany w kontekście przekraczania wskaźnika maksymalnego wzrostu wynagrodzeń w przedsiębiorstwach, gdzie następuje stagnacja produkcji, pogarsza się rentowność i niebezpiecznie obniża płynność finansowa. Rokowania wielopoziomowe nie są jednak efektywne, choć w Polsce przy ciągle wysokiej inflacji i pewnej akceptacji prowadzenia polityki dezinflacji przez związki ciągle mogą być relatywnie skuteczne. Prawdopodobną hipotezą jest także to, że rząd negocjuje "z zapasem", tak jak to sugerowała analiza negocjacji wielopoziomowych, tzn. przekroczenia wskaźnika wzrostu płac w danym roku prowadzą do zanizania negocjowanego wskaźnika w kolejnych latach.

Atrakcyjną alternatywą dla scentralizowanych rokowań byłby system całkowicie zdecentralizowany. Jednak w niemal wszystkich pracach teoretycznych i empirycznych, przejście z systemu wysoce scentralizowanego do systemu pośredniego łączy się z pogorszeniem wyniku makroekonomicznego. Jak jednak pokazywali Nickell i Layard (1998), silne związki i brak koncentracji to najgorsze rozwiązanie. System, w którym związki pełnią małą rolę, ze względu na historyczno-polityczne uwarunkowania, nie jest realną w Polsce opcją. Związki zawodowe mają zbyt wielką siłę polityczną, są zbyt scentralizowane i biurokratyzowane. Ciągłe wysoki pozostaje odsetek pracowników należących do związków. Co więcej organizacje pracowników mają wykształcone poczucie misji do spełnienia, jedynym logicznym rozwiązaniem jest zatem tworzenie systemu rokowań scentralizowanych.

W przypadku negocjacji w sferze budżetowej są pewne argumenty przemawiające za tym, iż najskuteczniej hamowałyby wzrost płac rokowania na poziomie województw.

### 3.4.2. Nowoczesne stosunki przemysłowe

Zasadniczą różnicą pomiędzy negocjacjami płacowymi w Polsce i w krajach OECD jest to, że w Polsce ciągle za-

sadniczą rolę w negocjacjach centralnych odgrywają rząd i jego interakcje ze związkami zawodowymi. W gospodarkach rynkowych dwiema podstawowymi stronami, także w scentralizowanych rokowaniach płacowych, są związki zawodowe i organizacje pracodawców. Rząd pozostaje jedynie arbitrem w sporach. Tymczasem organizacje pracodawców w polskiej Komisji Trójstronnej są całkowicie marginalizowane. Wiąże się to ściśle z tym, że rokowania w Komisji Trójstronnej w Polsce zdominowane są co roku przez przetargi o płace w sektorze budżetowym. Dominujące znaczenie w negocjacjach płacowych w Polsce mają również spory na temat zatrudnienia w zakładach państwowych.

W Komisji Trójstronnej, jeśli ma ona zbliżyć się kształtem do instytucji rynku pracy w krajach wolnorynkowych, silnie muszą być prezentowani pracodawcy, przede wszystkim przedsiębiorcy sektora prywatnego. Zmniejszać się musi natomiast rola rządu, proporcjonalnie do spadku znaczenia zatrudnienia w sektorze publicznym.

### 3.4.3. Komisja Trójstronna i poparcie dla reform

Rząd pragnie uzyskać w Komisji Trójstronnej poparcie dla priorytetów swojej polityki, dla procesu reform oraz spójny społeczny. Nieuzyskane porozumienia w KT to większe zagrożenie niepokojami społecznymi, strajkami i wygórowanymi żądaniem płacowymi. Jak jednak pokazywałem, erozja wiarygodności KT doprowadzała także do obniżenia rangi KT. Pomijanie KT w przygotowywaniu projektów reform, przeciąganie się latami prac w podkomisjach w sprawie wyrównywania płac oznacza niskie znaczenie KT jako instytucji okresu przemian. Wynika to również z tego, że przez cały okres funkcjonowania KT, jeden z dwóch związków zawodowych, uczestniczył bezpośrednio w sprawowaniu władzy i właściwa debata, co do strategicznych kierunków rozwoju gospodarki odbywała się w parlamencie. Ograniczone znaczenie KT w konstrukcji reform w Polsce wynika również z tego, że w KT niereprezentowane są interesy takich grup społecznych, jak bezrobotni czy emeryci. Niedostrzeżenie przez związki zależności pomiędzy wzrostem płac i zatrudnienia dodatkowo utrudnia postulowane przez Burdę (1993) włączenie bezrobotnych w proces ustalania płac.

Rząd wykorzystuje natomiast KT, jako miejsce łagodzenia bieżących problemów i w tym działaniu KT jest bardzo użyteczną instytucją. Na forum KT najczęściej dyskutowane są zatem konflikty płacowe, bliskie fazy strajkowej. Podobnie jak większość publicystów uważam, że jest to zdecydowanie pozytywny aspekt działania KT, choć może nie "niezastąpiona płaszczyzna niwelowania konfliktów oraz

[34] Kabaj (1995): „System ten nie wiąże bezpośrednio wzrostu płac z efektami ekonomicznymi, prowadzi do blokowania wzrostu wydajności w najlepszych przedsiębiorstwach i do wysuwania roszczeń płacowych w przedsiębiorstwach ekonomicznie słabych, bez odpowiedniego wzrostu wydajności pracy”.

"ścierania" często sprzecznych interesów poszczególnych grup społeczno-zawodowych" [35]. Nie zapominając o wpływie innych czynników należy zauważyć, że w roku, w którym zaczęła funkcjonować KT liczba dni nieprzepracowanych ze względu na strajki obniżyła się dziesięciokrotnie.

niskiego wzrostu płac, niż zgodę na niewielki nawet wzrost wskaźnika, celem uzyskania akceptacji i kooperacji związków. Brak uzgodnień w obliczu kryzysu (o ile nie zawarto żadnego nieformalnego porozumienia [38]), kiedy dialog w KT powinien prowadzić do rozwiązania koopera-

Tabela 6. Liczba dni nieprzepracowanych ze względu na strajki (w tysiącach)

1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
159	518	2 360	580	562	56	75	28

Źródło: Rocznik Statystyczny

Według mnie, praktyka przenoszenia na forum KT nawet konfliktów o ograniczonym znaczeniu sugeruje, że rząd istotnie dostrzega swoją silniejszą pozycję vis a vis związkowców na poziomie państwa w porównaniu z konfliktem na poziomie przedsiębiorstwa. Może wynikać to z kilku przestanków:

– na centralnym poziomie negocjacji związek dostrzega szersze konsekwencje swoich działań (zgodnie z mechanizmem internalizacji),

– rząd wykorzystuje efekt rywalizacji-zawiści pomiędzy związkami, które są mniej skłonne wzajemnie popierać swoje postulaty na centralnym poziomie negocjacji w porównaniu z konfliktem na poziomie przedsiębiorstwa czy nawet gałęzi przemysłu [36] (dowodem na skonfliktowanie związków są niekończące się spory pomiędzy nimi, kto zgłosił daną propozycję, wzajemne podważanie autorytetu, dobrej woli, wiarygodności etc.) [37].

Rząd stosuje ponadto "grę na czas". Sytuacja kryzysowa, która łatwo mogłaby się przerodzić w otwarty, ostry konflikt w KT zamienia się w niekończące się przetargi, uniki i przygotowywanie projektów, które zmniejszają impet nacisków związkowców i przesuwają rozwiązanie problemu na bliżej nieokreśloną przyszłość. Najważniejszym przykładem jest tu sprawa wyrównywania płac pomiędzy sferą budżetową, a sektorem przedsiębiorstw. Trudno tu jednak mówić o dialogu społecznym. Sprawdzeniem dla Komisji Trójstronnej, jako dla instytucji dialogu społecznego i kompromisu wobec długoterminowych celów kraju był sierpniowy kryzys w Rosji. Związki, choć otwarte na pewne pole negocjacji, nie zdecydowały się na poważniejsze ustępstwa, mimo że negocjacje odbywały się w okresie, kiedy wpływ kryzysu na gospodarkę polską był jeszcze bardzo trudny do oszacowania, szczególnie przez związkowców. Z drugiej strony, rząd jako bezpieczniejszą opcję w sytuacji kryzysowej uznał jednostronne ustalenie

cyjnego, pomagającego uniknąć poważniejszych reperkusji gospodarczych, jest kolejnym świadectwem słabości KT jako instytucji solidarności społecznej.

### 3.5. Podsumowanie

Przyszłość rokowań płacowych w Polsce jest sprawą otwartą. Komisja Trójstronna jest przede wszystkim miejscem rokowań pomiędzy związkami, a największym pracodawcą, tj. państwem. Znaczenie pozostałych pracodawców jest marginalne. Organizacje pracodawców pozostają stroną o najmniejszym wpływie na wyniki rokowań, bardzo słabo reprezentowani są prywatni przedsiębiorcy, a największe kontrowersje w kolejnych latach budzą wynagrodzenia w sektorze budżetowym. Wraz ze wzrastającą rolą sektora prywatnego w Polsce, rola KT w obecnym kształcie będzie spadać. Nieuzyskiwanie porozumienia w KT w kolejnych latach jest wyrazem postępującej erozji, a sposób funkcjonowania KT będzie w przyszłości zależeć przede wszystkim od przekształceń w samych związkach zawodowych.

KT mogła być instrumentem w obniżaniu oczekiwań inflacyjnych w gospodarce poprzez koordynację zawieranych kontraktów. Polityka rządu doprowadziła jednak do utraty wiarygodności prowadzonych tam negocjacji, a przez to do utraty możliwości aktywnej polityki kształtowania oczekiwań inflacyjnych. W przypadku negocjacji na temat wzrostu płac w przedsiębiorstwach znaczenie KT powinno polegać także na dostarczaniu wiarygodnego ograniczenia dla dyrektorów zakładów państwowych. Tej roli Komisja jednak nie spełnia ze względu na niekonsekwentną politykę wobec zakładów przekraczających ustalony wskaźnik wzrostu płac. W przypadku negocjacji

[35] Nowe Życie Gospodarcze, 43, 26 października 1998.

[36] Burda (1993) zauważał, że rząd wykorzystywał skonfliktowanie związków dla forsowania własnego stanowiska w sporach przemysłowych, jeszcze przed powołaniem formalnych struktur negocjacyjnych.

[37] Gdy w roku 1996 okazało się, że oba największe związki żądają identycznego wzrostu płac, wywołało to przerażenie wśród przedstawicieli Solidarności, którzy mieli wykrzyknąć: "Przecież nas rozszarpia w Gdańsku" – Sztandar Młodych, 174, 9 września 1996.

[38] Co wydaje się możliwe, szczególnie w przypadku rządu formowanego przez AWS.

w sferze budżetowej, są pewne argumenty przemawiające za tym, iż najskuteczniej hamowałyby wzrost płac rokowania na poziomie województw.

Pozytywną stroną działalności KT jest jej rola jako instytucji kanalizującej doraźne konflikty. W realizacji najbardziej zasadniczych zmian systemowych KT nie odegrała jednak istotnej roli. KT była najczęściej pomijana w pracach nad projektami ustaw, możliwość opiniowania była dawana już

w procesie legislacji w parlamencie. Jest to całkowicie uzasadnione, jako że KT nie reprezentuje interesów szerokich i skonfliktowanych grup społecznych, tj. bezrobotnych czy emerytów. Brak uzgodnień w obliczu kryzysu rosyjskiego, kiedy KT powinna prowadzić do rozwiązania kooperacyjnego, pomagającego uniknąć poważniejszych reperkusji jest kolejnym świadectwem słabości KT jako instytucji solidarności społecznej.

---

## Bibliografia

- Barro, R., Gordon D. (1983). "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model". *Journal of Political Economy*, 1983, Vol.91, No. 4.
- Bauc, J. (1995). "Inflacja polska w latach 1990–1994 w świetle współczesnej teorii ekonomii". *Ekonomista* nr 3.
- Bhaskar, V. (1990). "Wage Relativities and the Natural Range of Unemployment". *The Economic Journal*, vol. 100.
- Burda, M. (1993). "Unemployment, labour markets and structural change in Eastern Europe". *Economic Policy*, No. 16.
- Calmfors, L. (1994). "Centralisation of Wage Bargaining and Macroeconomic Performance – a Survey". *OECD Economics Department Working Paper*, No. 131.
- Calmfors, L., Driffil, J. (1988). "Bargaining structure, corporatism and macroeconomic performance". *Economic Policy*, No. 6.
- Camdessus, M. (1997). "Making Globalization Work for Workers". Address to the 24th Congress of the World Confederation of Labor Bangkok, Thailand, December 2.
- Crowley, J. (1997). "The Effects of Forward – Versus Backward-Looking Wage Indexation on Price Stabilization Programs". *IMF Working Paper*, No. 38.
- Cukierman, A., Lippi, F. (1998). "Central Bank Independence, Centralization of Wage Bargaining, Inflation and Unemployment: Theory and Evidence", *Banco D'Italia Temi di discussione*. No. 332, April.
- De Grauwe (1992). "The Economics of Monetary Integration". *Oxford University Press*.
- Devereux, M. (1988). "Optimal mix of wage indexation and foreign market intervention". *Journal of Money, Credit and Banking*, No. 20, August.
- Economic Survey (1997).
- Fisher, S. (1985). "Contracts, Credibility, and Disinflation". [w:] Neville J., Argy J. (red.), *Inflation and Unemployment*, George Allen and Unwin, London.
- Freeman, R. (1993). "What Direction for Labour Market Market Institutions in Eastern and Central Europe?". *Centre for Economic Performance, LSE, Discussion Paper*, No. 153.
- Gibbons, R. (1992). "Game Theory for Applied Economists". *Princeton University Press*.
- Gordon, R. (1988). "The Role of Wages in the Inflation Process". *AEA Papers and Proceedings*, Vol. 78 No.2, May.
- Jacukowicz, Z. (1993). "Problematyka płac w układach zbiorowych pracy w Polsce – potrzeby i kierunki rozwiązań". [w:] Zofia Jacukowicz, (red.), *Układy zbiorowe płacy w polityce płac różnych krajów*, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, *Studia i Materiały*, Zeszyt 9.
- Juchnowicz, M. (1993). "Płace w układach zbiorowych pracy – przesłanki historyczne, podstawy teoretyczne, praktyka". [w:] Zofia Jacukowicz (red.), *Układy zbiorowe płacy w polityce płac różnych krajów*, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, *Studia i Materiały*, Zeszyt 9.
- Jadresic, E. (1998). "The Macroeconomic Consequences of Wage Indexation Revisited". *IMF Working Paper*, No. 15.
- Kabaj, M. (1995). "Partycypacyjny mechanizm kształtowania wynagrodzeń. Projekt nowego systemu", Instytut Pracy i Spraw Socjalnych". *Ekspertyzy – Informacje*, zeszyt 2/95.
- Lutkowski, K. (1995). "Uwarunkowania polskiej inflacji i proces jej wygasania". *Ekonomista* nr 3.
- Maliszewski, W. (1997). "Central Bank Independence in Transition Economies". *CASE Studia i Analizy*, No. 120, grudzień.
- Nickell, S., Layard, R. (1998). "Labour Market Institutions and Economic Performance". *Centre for Economic Performance, LSE, Working Paper*, No. 407.
- Orłowski, W. (1995). "Źródła i mechanizmy obecnej inflacji w Polsce". *Ekonomista* nr 3.
- Pujol, T., Grithiths, M. (1996). "Moderate Inflation in Poland: A Real Story". *IMF Working Paper*, No. 57.
- Riveros, A. (1993). "The Effects of Wage Indexation on Adjustment, Inflation and Equity". *World Bank, Education and Social Policy Department*.
- Rogoff, K. (1985). "The Optimal Degree of Commitment to a Monetary Target". *Quarterly Journal of Economics*, No. 10.
- Surdej, A. (1995). "Unions and New Social Cleavages". [w:] Hausner J., Pedersen O., Ronit K., *Evolution of Interest Representation and Development of the Labour Market in Post-Socialist Countries*, Akademia Ekonomiczna, Kraków.
- Świątkowski, A. (1995). "From the Statutory, No Strike-Based to the Collective Bargaining, Strike Threat-Based System of Industrial Relations in Central and Eastern Europe". [w:] Hausner J., Pedersen O., Ronit K., "Evolution of Interest Representation and Development of the Labour Market in Post-Socialist Countries". *Akademia Ekonomiczna, Kraków*.
- Wagner, H. (1998). "Central Banking in Transition Countries". *IMF Working Paper*, No. 126.
- Walewski, M. (1998). "Wage-Price Spiral in Poland and Other Post-Communist Countries". *niepublikowane*.
- Welfe, A. (1997). "Determinanty wzrostu płac". *Ekonomista* nr 4.
- Williamson, J. (1985). "Inflation and Indexation. Argentina, Brazil and Israel". *Washington: Institute for International Economics*, March.
- Wojtyna, A. (1994). "Kontrowersje wokół stopnia centralizacji rokowań płacowych". *Ekonomista* nr 2.

### Aneks. Związki zawodowe i centralizacja rokowań w krajach OECD (1988–1994)

	Uzwiązkowienie (%)	Układy zbiorowe płac (indeks)	Koordinacja związków (indeks)	Koordinacja pracodawców (indeks)	Centralizacja rokowań (ranking)	Stopa bezrobocia (%)
Austria	46	3	3	3	17	3,7
Belgia	51	3	2	2	10	8,1
Dania	71	3	3	3	14	10,8
Finlandia	72	3	2	3	13	10,5
Francja	10	3	2	2	7	10,4
Hiszpania	11	3	2	1	7	18,9
Holandia	26	3	2	2	11	7,0
Irlandia	50	3	1	1	6	14,8
Niemcy	33	3	2	3	12	5,4
Norwegia	56	3	3	3	16	5,5
Portugalia	32	3	2	2	7	5,0
Szwajcaria	27	2	1	3	3	2,3
Szwecja	83	3	3	3	15	4,4
Wielka Brytania	39	2	1	1	6	10,9
Włochy	39	3	2	2	5	8,2
Japonia	25	2	2	2	4	2,3
Australia	40	3	2	1	8	9,0
Nowa Zelandia	45	2	1	1	9	8,9
Kanada	36	2	1	1	1	9,8
USA	16	1	1	1	2	6,2

Źródło: Nickell i Layard (1998)

Wojciech Maliszewski

## Rozdział 4.

# Badanie polityki monetarnej Polski metodą wektora autoregresji

### 4.1. Wprowadzenie

Dopiero dziewięć lat po osiągnięciu stabilizacji makroekonomicznej, Polska obniżyła stopę inflacji do poziomu jednocyfrowego. Ten powolny postęp może być prawdopodobnie wyjaśniony przekonaniem części polityków o zbyt wysokich kosztach szybkiej redukcji stosunkowo niskiej inflacji [Krzak, 1998]. W konsekwencji, władze Polski kierowały się strategią stopniowej redukcji inflacji, zmniejszając potencjalne straty produktu narodowego. Polityka monetarna, ograniczana przez reżim pełzającej dewaluacji, była z tą strategią zgodna. Celem niniejszego badania jest empiryczna analiza roli tej polityki w redukcji inflacji, przeprowadzona przez zbadanie wpływu egzogenicznych zmian w polityce monetarnej na gospodarkę.

Badanie prowadzone jest w następujący sposób: na początku zaprezentowany jest krótki opis polityki monetarnej i polityki kursu walutowego w Polsce. W następnej części przedyskutowane są różne metody mierzenia efektów zakłóceń w sferze polityki monetarnej na gospodarkę. Dalej, opisana jest metodologia ekonometryczna i metoda oszacowania zaproponowanego modelu. Następne części prezentują rezultaty i symulacje modelu. Ostatnia część zawiera wnioski końcowe.

### 4.2. Polityka monetarna w Polsce

Strategia stopniowego zwalczania inflacji, przyjęta przez polskie władze, oparta była na połączeniu celów monetarnych i kursu walutowego. Ponieważ polityka monetarna była ograniczona reżimem kursu walutowego, oba te elementy powinny być analizowane łącznie. Ze względu na zmiany strukturalne, instytucjonalne i polityczne, w procesie antyinflacyjnym wyróżnić można kilka wyraźnie zarysowanych etapów. W dalszym ciągu omawiam funkcjonowa-

nie polityki monetarnej i polityki kursu walutowego w ostatnich latach.

#### 4.2.1. Przegląd strategii antyinflacyjnej

Początkowa stabilizacja makroekonomiczna oparta była na stałym kursie walutowym w połączeniu z racjonowaniem kredytu, dodatnimi realnymi stopami procentowymi, zrównoważonym budżetem i restryktywną polityką w zakresie dochodów. Faza stabilizacji była skuteczna, ale skutek inflacyjnej liberalizacji cen był silniejszy i trwalszy, niż oczekiwano. Ponadto, gospodarka znajdowała się w głębokiej recesji, powodując następnie rozluźnienie polityki w 1991 roku. Wysoki deficyt fiskalny, presja na płace i ujemne stopy procentowe spowolniły proces antyinflacyjny. Łagodniejsza polityka spowodowała erozję konkurencyjności i podważyła politykę stałego kursu walutowego, prowadząc do dewaluacji w maju 1991 i ustanowienia systemu kursu pełzającego w październiku tego roku.

Inflacja utrzymywała się w latach 1992–1994, gdy ekspansja monetarna była napędzana przez deficyt fiskalny, finansowany przede wszystkim przez Narodowy Bank Polski i system bankowy. Deficyt budżetowy w 1992 roku sięgnął 6 procent PKB i w ponad 40 procentach finansowany był przez bank centralny. Poważne dostosowania fiskalne dokonane zostały w roku 1993, gdy deficyt ograniczony został do 3 procent PKB, ale w dalszym ciągu w prawie 40 procentach tego deficytu finansowany był przez NBP. W 1994 roku proporcja ta dalej utrzymywała się na wysokim poziomie 35 procent. Po poważnych obniżkach na początku 1993 roku, stopy procentowe w kategoriach realnych były niskie. Stopa pełzającego wzrostu kursu została ustalona zgodnie ze strategią antyinflacyjną, ale kilka dewaluacji skokowych pogorszyło skuteczność kursu walutowego jako kotwicy antyinflacyjnej. Niemniej jednak, pewien postęp w zakresie obniżenia inflacji został osiągnięty dzięki zmianom fiskalnym w 1993 roku i niskiemu popytowi krajowemu [IMF, 1997].

W 1995 roku rola finansowania deficytu budżetowego zmniejszyła się, a głównym źródłem ekspansji monetarnej



stały się powiększające się rezerwy dewizowe netto (przyływ kapitału rozpoczął się, gdy Polska uzyskała pozytywne oceny kredytowe od agencji międzynarodowych). W odpowiedzi na wzrost rezerw dewizowych netto podtrzymywanie kursu walutowego zostało zastąpione w maju 1995 roku strefą dopuszczalnych odchyień. Jak oczekiwano, złoty umocnił się po wprowadzeniu nowego systemu, ale rezerwy stale rosły w oczekiwaniu dalszej aprecjacji. Początkowo reżim strefy wahań nie spowodował znaczącego zwiększenia niepewności co do ruchów kursu, ponieważ złoty stale znajdował się w pobliżu górnego pułapu strefy. Władze monetarne użyły na dużą skalę operacji otwartego rynku dla sterylizacji efektów rosnących rezerw dewizowych. Przyływ kapitału został przyhamowany przez obniżki stopy procentowej w końcu roku 1995 i przez dalszą aprecjację złotego w roku 1996 (w grudniu 1996 roku centralny kurs strefy wahań został zrewalutowany o 6%). Aprecjacja spowodowała silny bodziec antyinflacyjny. Nie tylko wpłynęła na zachowania podmiotów gospodarczych w zakresie ustalania cen, ale także podniosła popyt na realny pieniądź. Wzrost był dostatecznie silny, by zaabsorbować ekspansję monetarną stworzoną przez rosnące rezerwy dewizowe netto [Durjasz i Kokoszcyński, 1998].

Od połowy 1996 roku przyływ kapitału zagranicznego zmniejszył się, ale niskie stopy procentowe, niezbędne dla ograniczenia szybkiego wzrostu rezerw przyczyniły się do wzrostu kredytu krajowego. Rosnący popyt krajowy stał się nowym źródłem presji inflacyjnej i wymagał zastrzeżenia polityki monetarnej. Od końca 1996 roku stopy procentowe były kilkakrotnie podnoszone. NBP podjęło również pewne inne środki dla ograniczenia presji inflacyjnej (patrz niżej). Kroki te nie zwiększyły przyływu kapitałów zagranicznych z powodu wysokiej niepewności po kryzysach walutowych na wyłaniających się rynkach. W konsekwencji, polityka monetarna odniosła sukces w zakresie ograniczania inflacji w 1997 i 1998 roku. Stopy procentowe zostały obniżone po zredukowaniu inflacji do poziomu jednocyfrowego i gdy gospodarka zaczęła odczuwać skutki kryzysu rosyjskiego.

#### 4.2.2. Funkcjonowanie polityki monetarnej

Funkcjonowanie polityki monetarnej w Polsce ulegało ograniczeniom związanym z dostępnością instrumentów tej polityki, reżimem kursu walutowego i polityką fiskalną. Ograniczenia te zmieniały się wraz z rozwojem rynków pieniężnych i kapitałowych, a także ewolucją systemu kursu walutowego. W okresie badanym zmieniały się także cele operacyjne banku centralnego.

Na początkowym etapie stabilizacji makroekonomicznej system monetarny znajdował się w procesie transformacji w kierunku nowoczesnego, dwupoziomo-

wego systemu bankowego. Narodowy Bank Polski stał na początku tego procesu przed trudnymi wyzwaniami. W systemie bankowym występowała nadwyżka płynności, nadmierne rezerwy podlegały znacznym fluktuacjom ze względu na niewydajny system płatniczy, rynek pieniężny nie istniał, a realne stopy procentowe były ujemne [Ugolini 1996, Balino i inni, 1994]. W tych warunkach władze monetarne musiały polegać na pułapach kredytowych jako głównym instrumencie polityki. Bank centralny redukował również nadmiar płynności przez emisję obligacji Banku Narodowego, zastąpione następnie przez bony skarbowe w 1991 roku. Dodatkowo, zastrzeżeniu uległa polityka refinansowania, stopy procentowe zostały podniesione do poziomu dodatniego w kategoriach realnych, a wymagania w zakresie rezerw podniesione zostały do maksymalnego poziomu dozwolonego prawem (30 procent). W 1992 roku NBP zaczął pierwsze transakcje repo przy pomocy własnych obligacji i bonów skarbowych. Funkcjonował już rynek pieniężny i zaczęła wyłaniać się struktura stóp procentowych dla depozytów terminowych. W rezultacie tych zjawisk w końcu roku pułapy kredytowe zostały zniesione. Od 1993 roku, operacje otwartego rynku – repo, reverse repo i sprzedaż bezpośrednia – stały się głównymi instrumentami polityki monetarnej. Zarządzanie płynnością zostało ułatwione przez reformę systemu płatniczego w 1993 roku, a w roku 1994 – przez wprowadzenie uśrednionego systemu rezerw obowiązkowych i umożliwienie ich używania dla celów rozliczeniowych (kroki te poważnie zmniejszyły nadwyżki rezerw w systemie bankowym). Po roku 1993 rezerwy obowiązkowe pozostały jedynym nierynkowym instrumentem używanym w polityce monetarnej. Inny środek nierynkowy został czasowo wprowadzony w 1997 roku: dla sterylizacji kredytów udzielonych rządowi (zaciągniętych na finansowanie wydatków po powodzi), bank centralny rozpoczął przyjmowanie depozytów od gospodarstw domowych. Akcja ta wywarła nacisk na banki komercyjne w kierunku podniesienia ich stóp procentowych, zarówno w stosunku do lokat, jak i kredytów [Durjasz i Kokoszcyński, 1997].

Polityka montarna NBP podlegała ograniczeniom ze strony kursu walutowego. Kurs ten był kontrolowany do maja 1995 roku. Po okresie obowiązywania kursu stałego (ze skokowymi dewaluacjami), od października 1991 wprowadzony został kurs pełzający, przy czym tempo dewaluacji ustalane było przez bank centralny i ministerstwo finansów. W maju 1995 roku system ten został zastąpiony przez bardziej elastyczne rozwiązanie w postaci obszaru dopuszczalnych wahań. W systemach stałego lub *quasi* stałego kursu walutowego polityka stóp procentowych nie mogła być w pełni niezależna, ale stopień elastyczności w polityce monetarnej wydawał się dość znaczny, co najmniej w pierwszych latach reform. W ro-

ku 1994 rosnące rezerwy dewizowe netto stały się problemem dla władz monetarnych, a jak opisano to wyżej, w 1995 roku stanowiły one poważne wyzwanie dla polityki monetarnej. Jak wykazano w oszacowaniach MFW [IMF, 1997], sterylizacja przyprływu kapitałów była skuteczna, ale bardzo kosztowna: współczynnik sterylizacji znalazł się w granicach od  $-0,57$  do  $-0,62$  (gdzie  $-1$  oznacza sterylizację całkowicie nieefektywną). Ponadto, Gomułka (1997) ocenia, że kapitał portfelowy nie był zbyt czuły na zmiany w różnicach przychodów kapitałowych. Rezultat ten wskazuje, iż istniał pewien obszar dla niezależnej polityki stopy procentowej, nawet w okresie szybkiego wzrostu rezerw dewizowych netto.

Finansowanie deficytu budżetowego było ważnym elementem ograniczającym niezależność polityki monetarnej w okresie lat 1990–1994. Ustanowiony przez prawo pułap dla kredytu banku centralnego dla rządu (3 procenty PKB) został w tym okresie ustawowo zawieszony. Zależność rządu od monetarnego finansowania deficytu była bardzo wysoka ze względu na niedorozwój rynku kapitałowego i niemożliwość finansowania deficytu poza sektorem bankowym. Rozwój rynków kapitałowych i zagraniczne inwestycje portfelowe zmieniły tę sytuację. W efekcie, finansowanie deficytu nie ma już poważnego wpływu na ekspansję monetarną od końca 1995 roku.

Celem ostatecznym NBP jest stabilność cen. W praktyce, ostateczny cel w zakresie inflacji jest spójny z celem inflacyjnym ustawy budżetowej. Ten roczny cel został po raz pierwszy osiągnięty dopiero w 1998 roku. Aczkolwiek odchylenia pomiędzy inflacją zaplanowaną i rzeczywistymi wynikami zmniejszały się z roku na rok, wydaje się, że władze monetarne nie usiływały trzymać się zaplanowanego poziomu zbyt kategorycznie, "jeśli tylko inflacja utrzymywana była ogólnie na ścieżce stopniowego spadku" [IMF, 1997]. Pośrednim celem polityki monetarnej był przyrost zasobów pieniężnych M2. Niemniej jednak, cele dla wzrostu M2 specyfikowane przez NBP w rocznych założeniach dla polityki monetarnej nigdy nie były osiągnięte i dostosowywane były do zmian w popycie na pieniądź. Cel operacyjny banku centralnego wahał się pomiędzy stopą rynku pieniężnego (1993–1995) a pieniądzem rezerwowym (1996–1997). W praktyce, stopa rynku pieniężnego (stopa transakcji reverse repo T/N) zawsze uważana była za ważny instrument polityki monetarnej [Opiela, 1998]. Zakres niezależnej polityki stóp procentowych zwiększył się po wprowadzeniu systemu korytarza walutowego w maju 1995 roku. Użycie stopy procentowej jako instrumentu polityki monetarnej w okresie, w którym celem oficjalnym był pieniądź rezerwowo, dało się zauważyć pod koniec 1996 roku. Rola stopy rynku pieniężnego jako instrumentu polityki zwiększyła się w roku 1997 [Opiela, 1998], a w roku 1998 została ona przyjęta oficjalnie jako cel pośredni przez nowo powstałą Radę Polityki Pieniężnej.

### 4.3. Mierzenie efektów polityki monetarnej

Mierzeniu restrykcyjności polityki monetarnej i jej wpływu na gospodarkę poświęcono wiele miejsca w literaturze ekonomicznej. W podejściu tradycyjnym zmiany w agregatach pieniężnych identyfikowane były jako wskaźniki polityki, zgodnie z założeniem, że odzwierciedlają one zmiany w podaży pieniądza kontrolowanej przez władze monetarne. Podejście to nie jest zadowalające, ponieważ zmiany agregatów pieniężnych mogą zależeć od innych czynników. Jeśli bank centralny dostosowuje podaż do zmian w popycie na pieniądź, obserwowane zmiany agregatów pieniężnych odzwierciedlają zarówno zmiany restrykcyjności polityki banku, jak i zakłócenia popytowe. Ostatnie badania empiryczne usiłują rozwiązać ten problem przez bezpośrednie identyfikowanie zmian w polityce, koncentrując się na konkretnych procedurach operacyjnych banku centralnego. W badaniach tych wyróżnić można dwa główne podejścia: podejście "narracyjne", oparte na nieformalnej analizie dokumentów banku centralnego, oraz analizy ekonometryczne, oparte o metodę strukturalnego wektora autoregresji. Romer i Romer (1989) stosują pierwszą metodę, analizując protokoły Federalnego Komitetu Otwartego Rynku. Niektóre bardziej znane przykłady strukturalnej metodologii wektora autoregresji, przyjętej w niniejszym opracowaniu i szczegółowo przedyskutowanej poniżej, obejmują prace Bernanke i Blindera (1992), Simsa (1992), Strongina (1995) oraz Bernanke i Mihova (1996).

Celem metodologii wektora autoregresji jest identyfikacja zakłóceń o charakterze monetarnym i ich wpływu na gospodarkę, przez nałożenie minimalnych restrykcji identyfikacyjnych na system równań ekonometrycznych. Jak już wspomniano, zmiany agregatów pieniężnych znajdują się pod jednoczesnym wpływem zakłóceń w zakresie popytu i podaży. Wobec tego, konieczne jest opracowanie metody statystycznej, zdolnej do rozróżnienia pomiędzy tymi dwoma rodzajami zakłóceń. Jest to równoważne oszacowaniu krzywych podaży i popytu na pieniądź, gdzie przesunięcia krzywej podaży mogą być interpretowane jako zakłócenia w zakresie polityki monetarnej. Zwykle jednak, te same zmienne wprowadzane są do równań popytu i podaży. W takim przypadku, standardowe wnioskowanie ekonometryczne podlega określonemu nastawieniu w wyniku istnienia równań równoczesnych: oszacowane współczynniki są średnimi elastyczności popytu i podaży.

W metodologii strukturalnej autoregresji wektorowej identyfikacja zakłóceń osiągnięta jest poprzez różnorodne restrykcje związane z procedurami operacyjnymi banku centralnego. Celem metodologii jest oszacowanie funkcji reakcji władz monetarnych na zmiany agregatów ekonomicznych pozostających poza ich kontrolą. Ta przewidywalna reakcja na zjawiska ekonomiczne jest elementem endogenicznym polityki monetarnej. Niemniej jednak, pewna część odchyła

w instrumentach polityki monetarnej nie może być wyjaśniona przez funkcję reakcji. Zmiany te (reszty z równania funkcji reakcji) są interpretowane jako zakłócenia w sferze polityki, to znaczy zmiany polityki monetarnej o charakterze egzogenicznym. Funkcja reakcji agregatów ekonomicznych na takie zakłócenia pozwala na oszacowanie efektów zmian polityki na gospodarce.

Badanie ekonometryczne rozpoczyna się zwykle od systemu wektora autoregresji z dwoma rodzajami zmiennych: zmiennymi pozostającymi poza bezpośrednią kontrolą władz monetarnych, ale mającymi wpływ na politykę monetarną oraz zmiennymi odzwierciedlającymi pozycję tej polityki. W najprostszym przypadku wektor zmiennych odzwierciedlających pozycję polityki monetarnej jest pojedynczą zmienną – stopą banku centralnego lub rezerwami. Gospodarka jest wtedy opisana przez następujący system równań:

$$Y_t = B_0 Y_t + \sum_{i=1}^k B_i Y_{t-i} + C_0 p_t + \sum_{i=1}^k C_i p_{t-i} + A^y v_t^y \quad (1)$$

$$P_t = D_0 Y_t + \sum_{i=1}^k D_i Y_{t-i} + G_0 p_t + \sum_{i=1}^k G_i p_{t-i} + A^p v_t^p \quad (2)$$

gdzie  $Y$  jest wektorem zmiennych poza kontrolą władz monetarnych,  $p$  jest instrumentem polityki monetarnej, a  $v(y)$  i  $v(p)$  są ortogonalnymi, "prymitywnymi" zakłóceniami. Macierz  $A(y)$  w pierwszym równaniu pozwala, aby zakłócenia generowane poza sferą monetarną miały wpływ na wszystkie elementy wektora  $Y$ . System nie jest zidentyfikowany, ale identyfikacja zakłóceń w polityce monetarnej ( $v[p]$ ) może być osiągnięta przez nałożenie jednej z dwóch restrykcji: albo tylko opóźnione zmienne opisujące politykę monetarną zostają wyprowadzone do pierwszego równania ( $C_0 = 0$ ), albo tylko opóźnione zmienne  $Y$  zostają wprowadzone do równania drugiego ( $D_0 = 0$ ). Pierwsza restrykcja zakłada, iż gospodarka reaguje na działania polityczne wyłącznie z opóźnieniem. Druga restrykcja zakłada, że nie istnieje natychmiastowa reakcja władz monetarnych na zmiany w agregatach ekonomicznych. Założenie to uzasadnione jest przez fakt, iż niektóre dane statystyczne dostępne są wyłącznie z opóźnieniem, a decydenci nie reagują na zakłócenia, których nie mogą zaobserwować. Oszacowanie systemu zidentyfikowanego w ten sposób zaczyna się od zredukowanej postaci wektora autoregresji, po czym następuje dekompozycja Choleskiego macierzy wariancji – kowariancji zredukowanego systemu. Jeśli założy się, że wskaźnik polityki monetarnej jest niezależny od agregatów ekonomicznych zawartych w  $Y$ , jest on najpierw wprowadzany do systemu jako pierwszy. Według drugiego założenia, zmienna polityki zależy od wszystkich zmiennych ekonomicznych zawartych w  $Y$  i wobec tego jest wprowadzana jako ostatnia. Założenia identyfikujące są minimalne: metoda nie pozwala na identyfikację innych wstrząsów w bloku  $Y$ .

Analiza staje się bardziej skomplikowana, jeśli istnieje więcej niż jeden wskaźnik polityki monetarnej i dodatkowe

zakłócenia mające wpływ na te wskaźniki. W takim wypadku strukturalny system równań przyjmuje postać:

$$Y_t = B_0 Y_t + \sum_{i=1}^k B_i Y_{t-i} + C_0 P_t + \sum_{i=1}^k C_i P_{t-i} + A^y v_t^y \quad (3)$$

$$P_t = D_0 Y_t + \sum_{i=1}^k D_i Y_{t-i} + G_0 P_t + \sum_{i=1}^k G_i P_{t-i} + A^p v_t^p \quad (4)$$

gdzie  $P$  jest obecnie wektorem wskaźników polityki monetarnej, a  $A(p)$  pozwala poszczególnym zakłóceniom w instrumentach polityki wejść do więcej niż jednego równania opisującego elementy  $P$ . Zakłada się ponownie, że elementy  $v(p)$  i  $v(y)$  są ortogonalne. Schemat identyfikacji jest podobny do przypadku pojedynczego wskaźnika polityki monetarnej, ale macierz wariancji – kowariancji w zredukowanej postaci jest tutaj dekomponowana w ortogonalne bloki zakłóceń we wskaźnikach polityki monetarnej i pozostałych zakłóceń. Jednak blok zakłóceń w sferze monetarnej, jest sam systemem równań równoczesnych i pewne dalsze restrykcje identyfikujące są tu konieczne dla oszacowania parametrów strukturalnych i czystego zakłócenia w sferze polityki monetarnej. Identyfikacja jest osiągana poprzez nakładanie różnych restrykcji opartych na założeniach co do funkcjonowania rynku pieniężnego i władz monetarnych [Bernanke i Mihov, 1996; Strongin, 1995]. Analiza pozwala na lepszą identyfikację zakłóceń w polityce monetarnej i na dokonywanie wyboru pomiędzy alternatywnymi wskaźnikami polityki. Interpretacja zidentyfikowanych wstrząsów polityki i funkcji reakcji impulsowych jest taka sama jak w przypadku pojedynczego wskaźnika polityki monetarnej.

#### 4.4. Metodologia ekonometryczna i procedura oszacowania

Głównym problemem w modelowaniu polityki monetarnej jest właściwy wybór zmiennych tę politykę opisujących. W części empirycznej opracowania stosuję metodologię strukturalnej autoregresji wektorowej z dwoma wskaźnikami polityki monetarnej: stopą procentową rynku pieniężnego i kursem walutowym. Jak omówiono to powyżej, procedury operacyjne NBP zmieniały się w czasie, ale istnieją mocne dowody, że stopa rynku pieniężnego była uważnie monitorowana i, w pewnym stopniu, podlegała wpływowi ze strony banku centralnego nawet w okresie, gdy celem oficjalnym były rezerwy pieniężne. Aż do niedawna kurs walutowy był regulowany przy pomocy systemów pelżającego kursu i korytarza walutowego.

Wprowadzenie dwóch zmiennych polityki wymaga pewnych dodatkowych restrykcji identyfikujących ponad ortogonalność pomiędzy blokami politycznym i o charakterze niepolitycznym. Podejście nasze wzoruje się na badaniach Smetsa (1997), który analizował politykę monetarną Niemiec, Włoch i Francji zakładając, że władze monetarne reagują na zmiany średniej ważonej kursu walutowego i stóp procentowych.

towych. W tym przypadku blok polityki monetarnej  $P$  w równaniu (4) zawiera stopę procentową i kurs walutowy, a wektor (zortogonalizowany w odniesieniu do zmiennych poza bezpośrednią kontrolą władz monetarnych) błędów  $A(p)v(p)t$ , staje się:

$$A^P v_t^p = \begin{bmatrix} u_t^{MR} \\ u_t^{EXR} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 \\ a_3 & a_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t^{pp} \\ v_t^{px} \end{bmatrix} \quad (5)$$

$$u_t^{MR} = a_1 v_t^{pp} + a_2 v_t^{px} \quad (6)$$

$$u_t^{EXR} = a_3 v_t^{pp} + a_4 v_t^{px} \quad (7)$$

Równania (5) oraz (6) – (7) pokazują, że reszty w równaniach stopy procentowej ( $u_t^{MR}$ ) oraz kursu walutowego ( $u_t^{EXR}$ ) są łącznym wynikiem zakłóceń polityki monetarnej ( $v_t^{pp}$ ) i wstrząsów egzogenicznych ( $v_t^{px}$ ) powstających na skutek dostosowań premii za ryzyko, przesunięć w oczekiwaniach co do kursu walutowego, zakłóceń w zagranicznych stopach procentowych itp. System (6) – (7) wymaga jednej dodatkowej restrykcji do identyfikacji. Po rozwiązaniu układu równań (6) – (7) dla uzyskania zakłóceń polityki monetarnej w kategoriach reszt z równań w postaci zredukowanej oraz po znormalizowaniu zakłóceń polityki monetarnej w taki sposób, aby suma wag reszt z równań stopy procentowej i kursu walutowego wynosiła 1, otrzymujemy:

$$v_t^{pp} = (1-w)u_t^{MR} + wu_t^{EXR} \quad (8)$$

Równanie (8) może być zinterpretowane jako krótkoterminowy indeks sytuacji pieniężnej (*Monetary Condition Index MCI*) a  $(1-w)$  i  $w$  jako wagi nadane stopie procentowej i kursowi walutowemu przy formułowaniu polityki monetarnej. Wagi te, jeśli są znane, dają dostateczną restrykcję identyfikacyjną dla systemu (6) – (7). Smets (1997) oszacowuje wagi przy pomocy GMM, w naszym podejściu narzucamy je w sposób egzogeniczny i sprawdzamy czułość modelu na różne założenia co do ich wartości.

Zmienne poza bezpośrednim wpływem polityki monetarnej, w naszym systemie wektora autoregresji to indeks cen konsumpcyjnych oraz indeks produkcji przemysłowej. Zmienne te odpowiadają potencjalnym celom końcowym polityki monetarnej. Podczas gdy stabilność cen jest statutowym celem NBP, bank ma obowiązek wspierania polityki gospodarczej rządu, jeśli nie stoi ona w sprzeczności z tym celem. Chociaż szeroko pojęty pieniądz ( $M2$ ) jest formalnym celem pośrednim banku, zmienna ta nie wchodzi do systemu. Funkcja popytu na pieniądz w Polsce wydaje się niestabilna i w praktyce władze monetarne dostosowują swe cele tak, aby osiągnąć bardziej ogólny cel stopniowej obniżki inflacji (prawdopodobnie z przypisaniem pewnej wagi stratom w produkcji krajowym).

Szeregi czasowe nadające się do oszacowania modelu rozpoczynają się dopiero w 1993 roku, gdy w pełni zaczęły funkcjonować: nowoczesny system płatności i operacje banku centralnego na otwartym rynku (polityka monetarna oparta była na instrumentach nierynkowych, to jest racjonowaniu kredytu, do roku 1993). Model został oszacowany przy pomocy obserwacji miesięcznych od stycznia 1993 do kwietnia 1999. Indeks produkcji przemysłowej oraz indeks cen konsumpcyjnych są oczyszczone z sezonowości i doprowadzony do postaci logarytmu naturalnego, kurs walutowy (zdefiniowany jako średni stosunek USD/PLN i DEM/PLN) również jest w postaci logarytmicznej, a stopa rynku pieniężnego nie jest przekształcona. Opis zmiennych jest podany w załączniku I.

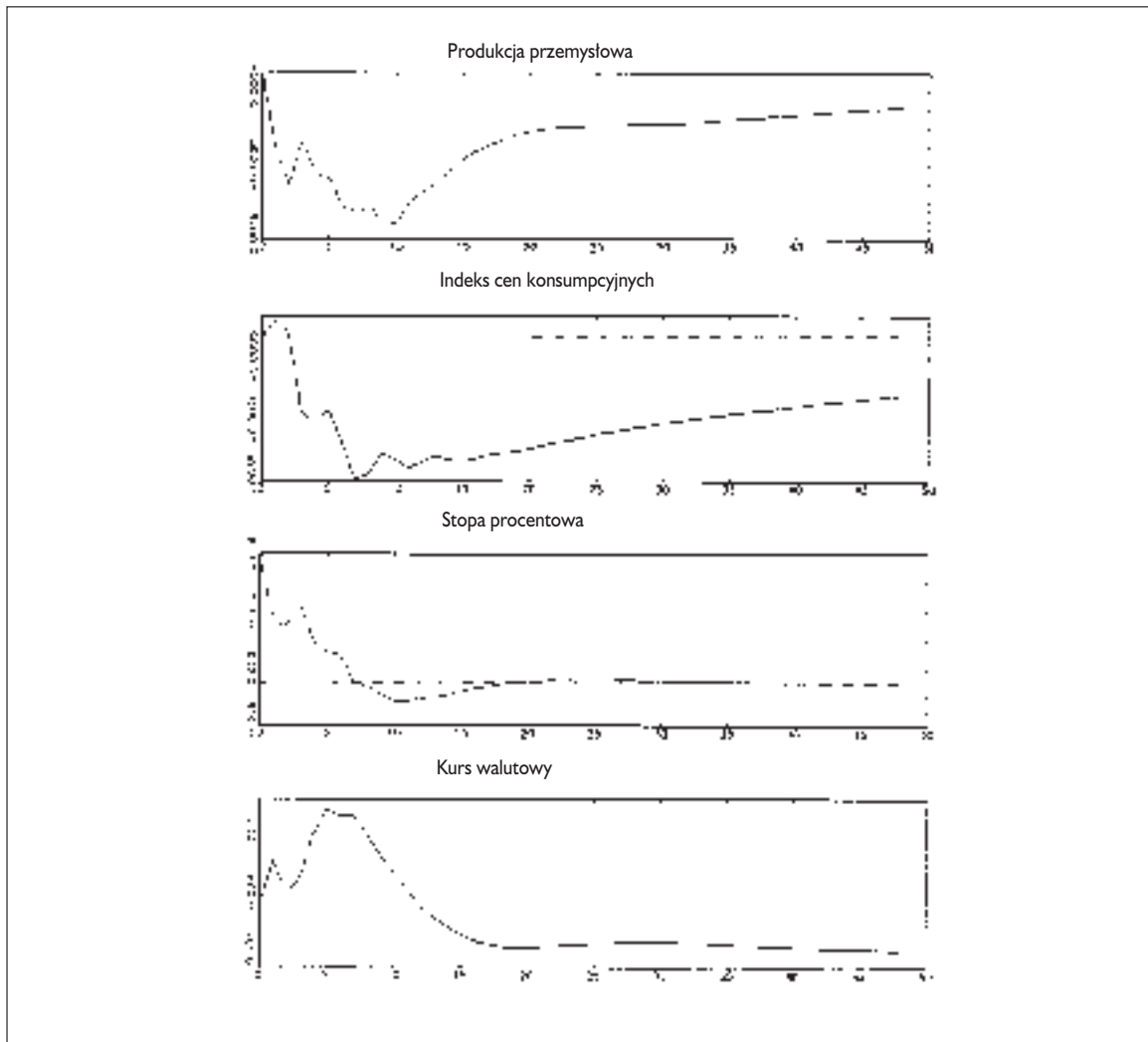
Dane są zapewne niestacjonarne, ale, co jest częste w analizie wektora autoregresji, analiza stacjonarności i kointegracji jest pominięta. Sądzę, że ograniczona wielkość próbki nie pozwala na wyciągnięcie precyzyjnych wniosków co do długookresowych właściwości szeregu czasowego i wobec tego nie narzucam restrykcji w zakresie kointegracji/braku kointegracji. Podobnie, nie dokonuję testów ilości opóźnień w wektorze autoregresji, natomiast egzogenicznie ustalam je na poziomie sześciu. Ostateczna specyfikacja i testy dla reszt zaprezentowane są w załączniku. Testy diagnostyczne nie wykazują błędnego wyspecyfikowania modelu. Testy stabilności (nie podane) sugerują, że wektor autoregresji w zredukowanej postaci jest stosunkowo stabilny, chociaż testy wskazują na pewne problemy w zakresie stabilności równania kursu walutowego (liniowy model wektora autoregresji może nie być odpowiedni do modelowania skokowych zmian w kursie walutowym).

## 4.5. Rezultaty i symulacje

### 4.5.1. Reakcje impulsowe na wstrząsy polityki

Oszacowany wektor autoregresji jest zredukowaną postacią równań strukturalnych (3) i (4). Ortogonalizacja reszt bloku polityki monetarnej osiągnana jest przez założenie, że nie ma natychmiastowego efektu zakłóceń w stopie procentowej i kursie walutowym na gospodarkę. Identyfikacja zakłóceń w sferze polityki monetarnej wynika z wyboru wag MCI  $(1-w)$  i  $w$ , jak to omówiono powyżej. Funkcje reakcji produkcji przemysłowej, indeksu cen konsumpcyjnych, stopy rynku pieniężnego i kursu walutowego na zostrzenie polityki monetarnej, pokazane są na rysunkach 1 – 3 przy alternatywnych założeniach co do  $w$  ( $w=0,25$ ,  $w=0,5$ ,  $w=1$ ).

Rysunek 1. Impulsowe reakcje produkcji przemysłowej, indeksu cen konsumpcyjnych, stopy procentowej rynku pieniężnego i kursu walutowego na zakłócenie w sferze polityki monetarnej ( $w = 0,25$ )



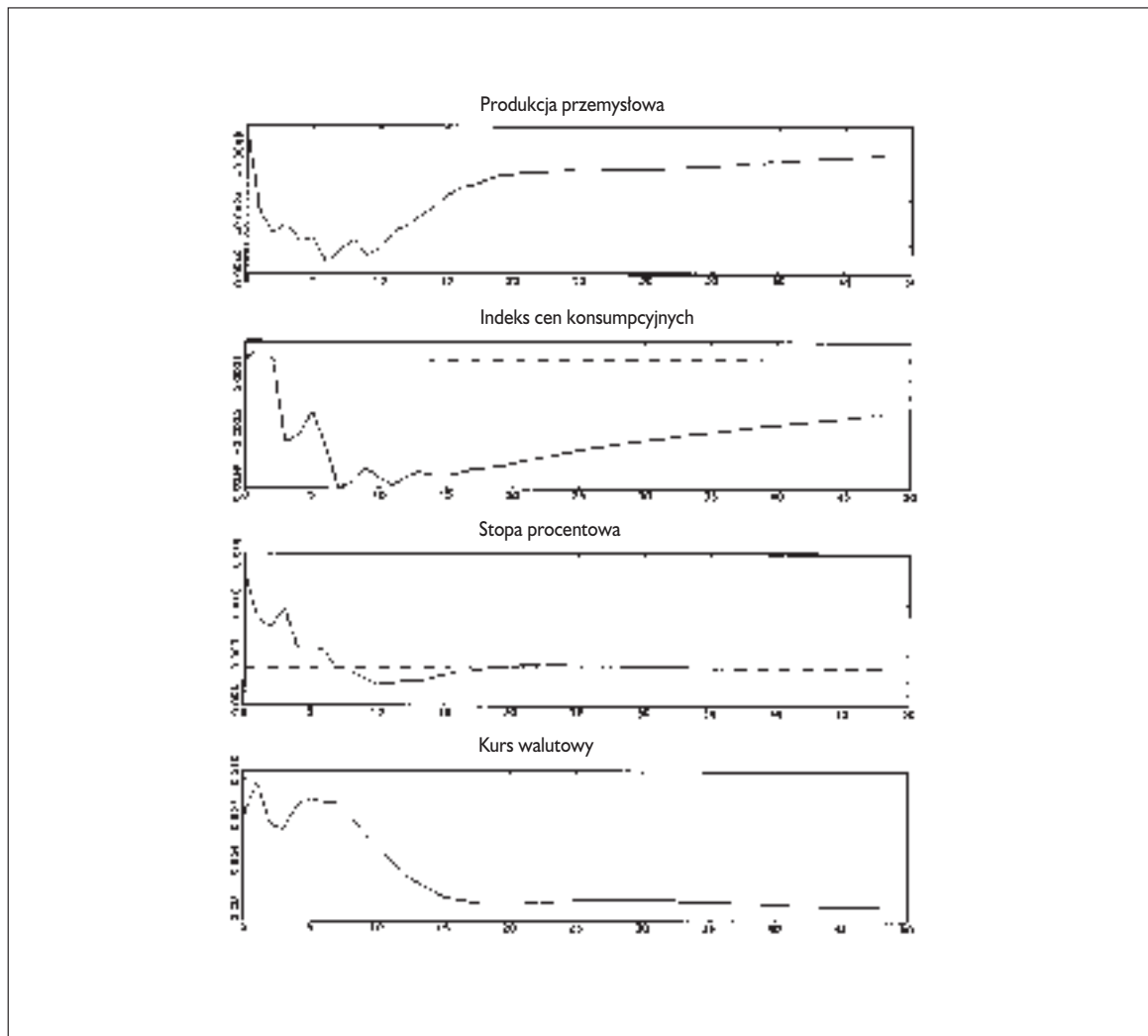
Kształt funkcji reakcji jest podobny dla  $w = 0,25$  i  $w = 0,5$ . Rezultaty są zgodne z oczekiwaniami teoretycznymi: zarówno inflacja, jak i produkcja maleją po negatywnym zakłóceniu w sferze monetarnej (zaostreniu polityki). Wstrząs ten jest odzwierciedlony w wyższej stopie procentowej i aprecjacji kursu walutowego (ponieważ jest on wyrażony jako stosunek waluty obcej do złotego). Reakcja indeksu cen konsumpcyjnych osiąga najwyższy poziom około sześć do dziesięciu miesięcy po wstrząsie i efekt wstrząsu utrzymuje się. Produkcja przemysłowa również spada do najniższego poziomu sześć do dziesięciu miesięcy po wstrząsie, a następnie odzyskuje dawny poziom. Alternatywna identyfikacja przy  $w = 1$  (czysty cel w postaci kursu walutowego) daje niewiarogodne reakcje impulsowe dla

stopy procentowej i inflacji. W dalszym ciągu opracowania używać będziemy identyfikacji dla  $w = 0,5$ .

#### 4.5.2. Test przyczynowości Grangera

Dla oceny siły związku pomiędzy wskaźnikami polityki monetarnej a innymi zmiennymi w systemie przeprowadziłem testy przyczynowości Grangera, oparte na oszacowanym systemie wektora autoregresji. Testy wykrywają czy dana zmienna ma jakąkolwiek (znaczącą statystycznie) zdolność progностyczną w stosunku do innych zmiennych w modelu. Ponieważ test jest bardzo czuły na metody użyte do rozwiązania zagadnienia

Rysunek 2. Impulsowe reakcje produkcji przemysłowej, indeksu cen konsumpcyjnych, stopy procentowej rynku pieniężnego i kursu walutowego na zakłócenie w sferze polityki monetarnej ( $w = 0,5$ )



potencjalnej niestacjonarności serii czasowej, wykonałem testy dla poziomów i różnic z sześciokrotnym opóźnieniem każdej zmiennej. Krańcowe poziomy istotności dla hipotezy zerowej, zakładającej, że wszelkie opóźnienia stopy rynku pieniężnego mogą być wyłączone z równań zarówno produkcji przemysłowej, jak i indeksu cen konsumpcyjnych oraz kursu walutowego (w poziomach) pokazane są w trzeciej kolumnie tabeli 1. Testy zdolności progностycznej produkcji przemysłowej, indeksu cen konsumpcyjnych i kursu walutowego przedstawione są w pozostałych kolumnach (statystyka F jest podana dla wszystkich testów). Testy pierwszych różnic zmiennych podano w tabeli 2.

Tabele 1 i 2 wykazują, że stopa rynku pieniężnego ma bardzo małą zdolność progностyczną w równaniach produkcji

przemysłowej i indeksu cen konsumpcyjnych (statystyka F nie odrzuca hipotezy zerowej o nieistnieniu przyczynowości Grangera, zarówno dla poziomów jak i zmian). Niemniej ma ona dużą zdolność progностyczną w równaniu kursu walutowego w poziomach. Efekt ten zanika jednak w równaniach, ponownie oszacowanych przy użyciu pierwszych różnic. Kurs walutowy ma z kolei znaczną zdolność progностyczną w równaniu indeksu cen konsumpcyjnych oszacowanym oboma sposobami. Oczywiście, rezultaty powinny być interpretowane z ostrożnością. Niewielka długość badanej próbki nie pozwala na bardzo pewne wnioski statystyczne w odniesieniu do związków przyczynowych pomiędzy zmiennymi. Ponadto, kanały transmisji monetarnej zmieniają się wraz ze zmianami instytucjonalnymi i systemowymi w gospodarce i prosty model statystyczny ze stałymi parametrami może być

Rysunek 3. Impulsowe reakcje produkcji przemysłowej, indeksu cen konsumpcyjnych, stopy procentowej rynku pieniężnego i kursu walutowego na zakłócenie w sferze polityki monetarnej ( $w = 1$ )

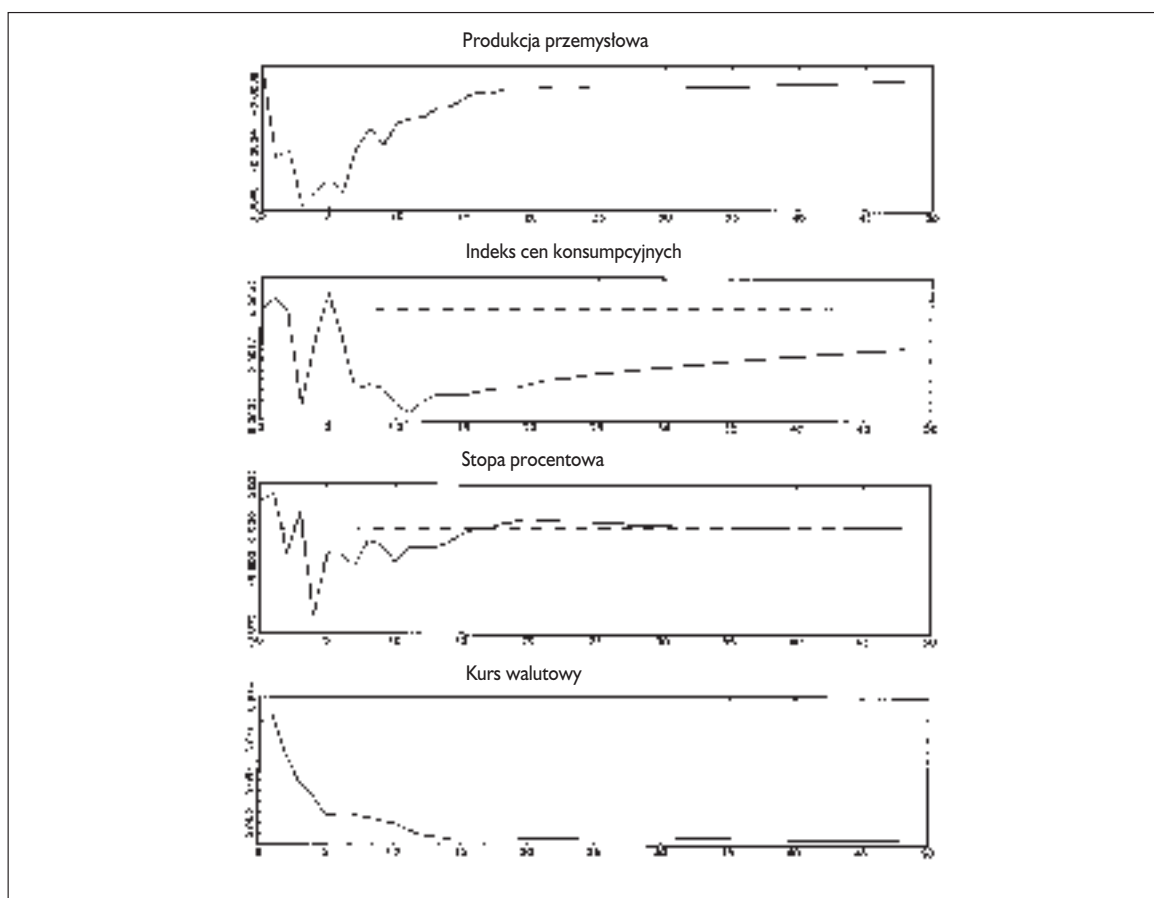


Tabela 1. Krańcowe poziomy istotności zmiennych w teście Grangera (poziomy, 6 opóźnień)

	Zmienna objaśniana			
	Produkcja przemysłowa	Indeks cen konsumpcyjnych	Stopa rynku pieniężnego	Kurs walutowy
<u>Zmienna prognozowana</u>				
Produkcja przemysłowa		0,316	0,962	0,195
Indeks cen konsumpcyjnych	0,609		0,671	<b>0,062</b>
Stopa rynku pieniężnego	0,102	0,340		0,400
Kurs walutowy	0,792	0,606	<b>0,051</b>	

Tabela 2. Krańcowe poziomy istotności zmiennych w teście Grangera (pierwsza różnica, 6 opóźnień)

	Zmienna objaśniana			
	Produkcja przemysłowa	Indeks cen konsumpcyjnych	Stopa rynku pieniężnego	Kurs walutowy
<u>Zmienna prognozowana</u>				
Produkcja przemysłowa		0,422	0,996	0,185
Indeks cen konsumpcyjnych	0,525		0,413	<b>0,027</b>
Stopa rynku pieniężnego	0,194	0,599		0,243
Kurs walutowy	0,727	0,643	0,710	

nieodpowiedni dla modelowania związków o zmiennym charakterze. Dlatego też słaba zdolność prognostyczna stopy rynku pieniężnego może wynikać z błędnej specyfikacji testu. Niemniej, związek przyczynowy od kursu walutowego do indeksu cen konsumpcyjnych jest bardzo silny i odporny wobec zmian specyfikacji.

Testy zdolności prognostycznej zmiennych o charakterze "niepolitycznym" w równaniu rynku pieniężnego wykazują pewien stopień zdolności prognostycznej produkcji przemysłowej w równaniu stopy rynku pieniężnego. Jeśli stopa ta jest dobrą miarą polityki monetarnej, oznaczałoby to, że władze monetarne reagują na przeszłe zjawiska w gospodarce w sposób przewidywalny. Niemniej jednak, relacja jest słaba, czego można się intuicyjnie spodziewać w skomplikowanym, przejściowym środowisku, z niepewnymi kanałami transmisji monetarnej. Innym wytłumaczeniem jest, że bank centralny może reagować wobec innego zestawu informacji dotyczących gospodarki, a nie wobec prostych agregatów użytych w testach.

#### 4.5.3. Dekompozycja wariancji

Innym miernikiem zdolności prognostycznej w systemie wektora autoregresji jest udział alternatywnych zmiennych w wariancji zmiennej prognozowanej. Dekompozycja oparta jest na zortogonalizowanych zakłóceniach i wobec tego,

podobnie jak w przypadku funkcji reakcji, zależy od schematu identyfikacji. W niniejszej części zakładam, że  $w=0,5$  i przyjmuję dodatkową restrykcję identyfikującą przez zastosowanie dekompozycji Choleskiego do macierzy kowariancji bloku  $Y$  w równaniach (3) – (4). Produkcja przemysłowa jest wprowadzana jako pierwsza, a indeks cen konsumpcyjnych jako drugi. Obiektem naszego zainteresowania jest udział zidentyfikowanych zakłóceń w sferze polityki monetarnej, który nie jest czuły na identyfikację bloku  $Y$ . Tabela 3 podaje dekompozycję wariancji wszystkich zmiennych w oszacowanym wektorze autoregresji dla horyzontu 12, 24 i 36 miesięcy.

Dekompozycja wariancji indeksu cen konsumpcyjnych pokazuje, że w horyzoncie 12-miesięcznym trzydziści procent wariancji może być wyjaśnione przez zakłócenia polityki monetarnej, w horyzoncie 24-miesięcznym – 40 procent, a w 36-miesięcznym – prawie 50 procent. Znacznie mniejsza część wariancji produkcji przemysłowej może być przypisana zakłóceniom polityki monetarnej: od 20 procent w horyzoncie 12-miesięcznym do 24 procent w horyzoncie 36-miesięcznym. Ponieważ część wariancji kursu walutowego odzwierciedla zakłócenia polityki monetarnej, rezultaty są spójne z testem przyczynowości Grangera, podanym powyżej. Jedynie niewielka część wariancji zmian stopy rynku pieniężnego jest wyjaśniona przez jakąkolwiek ze zmiennych o charakterze niemonetarnym, ponownie sugerując, że endogeniczny komponent polityki monetarnej jest trudny do odkrycia.

Tabela 3. Dekompozycja wariancji prognozowanych zmiennych

Stopień przyczynienia się do:	Zakłóceń w produkcji przemysłowej	Zakłóceń w indeksie cen konsumpcyjnych	Zakłóceń w polityce monetarnej (vpp)	Vpx
Horyzont prognozy = 12 Zmienna prognozowana:				
Produkcja przemysłowa	79,5%	2,1%	18,0%	4,0%
Indeks cen konsumpcyjnych	15,9%	54,3%	27,9%	1,9%
Stopa rynku pieniężnego	15,9%	6,3%	48,9%	28,9%
Kurs walutowy	2,0%	13,9%	59,9%	24,2%
Horyzont prognozy = 24 Zmienna prognozowana:				
Produkcja przemysłowa	71,4%	2,2%	22,6%	3,8%
Indeks cen konsumpcyjnych	17,7%	37,6%	43,3%	1,3%
Stopa rynku pieniężnego	16,6%	7,5%	48,1%	27,8%
Kurs walutowy	2,9%	14,0%	60,0%	23,2%
Horyzont prognozy = 36 Zmienna prognozowana:				
Produkcja przemysłowa	69,6%	2,5%	24,2%	3,7%
Indeks cen konsumpcyjnych	18,0%	32,8%	48,1%	1,2%
Stopa rynku pieniężnego	16,6%	7,5%	48,2%	27,7%
Kurs walutowy	3,8%	14,0%	60,0%	22,3%



#### 4.6. Wnioski

Opracowanie niniejsze stanowi próbę oszacowania efektów zmian polityki monetarnej na gospodarkę. Oszacowuję w nim wektor autoregresji z czterema zmiennymi: produkcją przemysłową, indeksem cen konsumpcyjnych, stopą rynku pieniężnego i kursem walutowym. Istnieje spore prawdopodobieństwo, że produkcja przemysłowa i indeks cen konsumpcyjnych znajdują się pod wpływem zakłóceń polityki monetarnej i powinny także wpływać na decyzje banku centralnego dotyczące polityki monetarnej. Dwa wskaźniki polityki monetarnej: stopa procentowa rynku pieniężnego i kurs walutowy znajdują się pod jednoczesnym wpływem zakłóceń polityki monetarnej. Identyfikacja tych zakłóceń jest osiągnięta przez założenia co do wag przypisanych tym dwóm zmiennym w krótkoterminowym indeksie sytuacji monetarnej. Oszacowanie systemu wektora autoregresji pozwala na analizę reakcji zmiennych znajdujących się poza bezpośrednim wpływem polityki monetarnej na egzogeniczne zmiany tej polityki.

Funkcje reakcji generowane przez model mają wiarygodny kształt i rozsądną interpretację ekonomiczną. Zakłócenia w sferze polityki monetarnej wydaje się wywierać wpływ na inflację i produkcję stosunkowo szybko; ich efekty są najwyższe w ciągu sześciu miesięcy od wstrząsu w przypadku inflacji oraz w ciągu dziesięciu miesięcy – w przypadku produkcji przemysłowej.

Test przyczynowości Grangera ujawnił, że chociaż stopa rynku pieniężnego ma bardzo ograniczoną zdolność prognostyczną w przewidywaniu produkcji przemysłowej i indeksu cen konsumpcyjnych, zdolność prognostyczna kursu walutowego jest bardzo znaczna dla indeksu cen konsumpcyjnych. Dekompozycja wariacji prognozowanych zmiennych jest spójna z tymi wynikami: wstrząsy polityki monetarnej przyczyniają się w znacznym stopniu do wariacji prognoz indeksu cen konsumpcyjnych. Z drugiej strony, regularna reakcja władz monetarnych na zmiany indeksu cen konsumpcyjnych i produkcji przemysłowej wydaje się trudna do odkrycia.

Rezultaty zaprezentowane w badaniu wskazują, że polityka kursu walutowego wydaje się mieć bardzo silny wpływ na zachowanie się innych zmiennych nominalnych. Wynik ten sugeruje, że systemy pętlającego kursu i korytarza walutowego znacznie przyczyniły się do utrzymywania się stosunkowo wysokiej inflacji w badanym okresie. Zmniejszenie tempa dewaluacji powinno mieć ogromny wpływ na zachowanie się inflacji. Niemniej jednak, mechanizmy transmisji monetarnej wciąż nie są w pełni rozwinięte i badana próbka jest zapewne zbyt krótka dla wyciągnięcia jakichkolwiek zdecydowanych wniosków o efektach polityki monetarnej na gospodarkę. Wobec tego użycie stopy procentowej jako instrumentu polityki monetarnej może być znacznie trudniejsze niż kontrolowanie kursu walutowego, a efekty zmian tego instrumentu, jeśli w ogóle istotne, będą trudne do przewidywania.

## Bibliografia

Balino, T., Dhawan, J. and Sundararajan, V. (1994). "The Payments System Reforms and Monetary Policy in Emerging Market Economies in Central and Eastern Europe". IMF Working Paper, WP/94/13.

Bernanke, B.S. and A.S. Blinder (1992). "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission". *American Economic Review* 82(4), 901–921.

Bernanke, B.S. and I. Mihov (1996). "What does the Bundesbank target?. NBER Working Paper 5764, September 1996.

Durjasz, P. and Kokoszczynski, R. (1998). "Financial Inflows to Poland 1990–96". *Empirica* 25, 217–242.

Gomulka, S. (1997). "Managing Capital Flows in Poland". London School of Economics, mimeo.

Krzak, M. (1997). "Persistent Moderate Inflation in Poland and Hungary". mimeo.

Opiela, T. (1998). "Kredytowy kanał transmisji polityki pieniężnej w Polsce: rola struktury własnościowej oraz bilansów banków". *Bank i Kredyt* 6/1998.

Poland: Country Report, IMF 1997.

Romer, Ch. and D. Romer (1989). "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz". [in:] O. Blanchard and S. Fisher (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA: MIT Press, 121–69.

Sims Ch. (1992). "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy". *European Economic Review* 36, 975–1011.

Smets, F (1997). "Measuring Monetary Policy Shocks in France, Germany and Italy: The Role of Exchange Rate". BIS Working Paper 42.

Strongin, S. (1995). "The identification of monetary policy disturbances: Explaining the liquidity puzzle". *Journal of Monetary Economics* 35, 463–497.

Ugolini, P. (1996). "National Bank of Poland: the road to indirect instruments". IMF Occasional Paper 144.

## Załącznik Źródła danych i transformacje

Stopa rynku pieniężnego MMR (średnia ważona stopy WIBOR z terminem 1 miesiąc) – NBP

Kurs walutowy EXR (zbudowany jako  $0,5 * \text{USD/PLN} + 0,5 * \text{DEM/PLN}$ ) – NBP

Indeks cen konsumpcyjnych CPI – Główny Urząd Statystyczny

Indeks produkcji przemysłowej IIP – Główny Urząd Statystyczny

Testy diagnostyczne (system z 6 opóźnieniami, oszacowany na podstawie próbeki 07.1993 – 04.1999)

Statystyka	ICPI	IIP	MRIM	IEXR_INV
AR 1 -5F(5,40)	0,230118 [0,9471]	1,5973 [0,1830]	1,9736 [0,1036]	2,15 [0,0791]
Normalność 2(2) X	7,7549 [0,0207]*	4,9513 [0,0841]	2,4467 [0,2942]	5,8727 [0,0531]
ARCH 6 F(5,35)	1,1374 [0,3592]	0,411458 [0,8375]	0,483201 [0,7864]	0,480768 [0,7881]

Przedstawione są następujące testy:

– Test LM Breuscha – Godfreya na autokorelację reszt, uzyskany przez regresję wartości reszt z oryginalnego modelu na zmienne wyjaśniające tego modelu oraz opóźnione wartości reszt;

– Test ARCH, na warunkową heteroskedastyczność autoregresyjną, uzyskany przez regresję podniesionych do kwadratu wartości reszt z modelu na ich pięć opóźnień;

– Test Doornika i Hansena (1993) na normalność rozkładu reszt.