

INFLACJA BAZOWA I METODY JEJ SZACOWANIA

Wojciech Charemza

1. Kontrowersje i nieporozumienia

Pojęcie inflacji wydaje się być, na tle innych określeń używanych w ekonomii, wyjątkowo proste; wiadomo, jeżeli ceny rosną, to jest inflacja. Ta pozorna prostota powoduje, że pojęcie inflacja stało się słowem-wytrychem, powszechnie utożsamianym ze wszelkim złem wynikającym z istoty dynamicznych procesów gospodarczych. Jednocześnie jest ono również najbardziej popularnym słowem z leksykonu ekonomicznego. Zgodnie z wynikami badań Shillera (1996) dotyczącymi popularności pojęcia inflacja, jest to najczęściej spotykany rzeczownik w angielskojęzycznych światowych biuletynach informacyjnych. Słowo inflacja pojawiło się w 872004 informacjach biuletynowych, bijąc na głowę słowo seks (w 662920 informacjach) i bezrobocie (w 602885 informacjach)¹. Pojęcie to ma przy tym zdecydowanie pejoratywne znaczenie. Chcąc ustalić ogólną percepcję pojęcia inflacji, Shiller przeprowadził ankietę wśród kilkuset respondentów z USA i Niemiec, wyodrębniając wśród nich grupę osób o wykształceniu ekonomicznym. Zadał respondentom między innymi następujące pytanie: Jeżeli w pewnym okresie inflacja podwoiłaby się i jednocześnie podwoiłoby się tempo realne wzrostu gospodarczego, to źle, czy dobrze? Okazało się, że 90% spośród ogółu respondentów odpowiedziało, że byłoby to „zdecydowanie źle”. W podobny sposób odpowiedziało 29% badanych ekonomistów. Uogólniając te wyniki, nasuwa się stwierdzenie, że ludzie łatwiej pogodzą się z obniżką dochodu realnego (a zatem i poziomu życia) niż ze wzrostem cen. Z dalszych pytań ankiety Shillera

wynika, że inflacja dlatego jest zła, że zgodnie z odczuciami ludzi, dochód (płace) reaguje z opóźnieniem na zmiany inflacji, powodując obniżenie się poziomu życia. Tak więc wynika z tego, że respondenci są w większości neokeynesistami.

W swoim badaniu Shiller nie podał, co respondenci rozumieją pod pojęciem inflacji. Okazuje się bowiem, że problem definicji inflacji nie jest tak prosty, jak mogłoby się to na pierwszy rzut oka wydawać. Dwie popularne i cytowane w wielu podręcznikach ekonomii definicje inflacji to definicja Friedmana (1963): „Stały i utrzymujący się wzrost ogólnego poziomu cen”, oraz Laidlera i Parkina (1975): „Proces stałego wzrostu cen lub, innymi słowy, proces spadku wartości pieniądza”. Obydwie definicje podkreślają stałość i ogólność wzrostu cen. Wynikałoby z tego, że krótkie (przypadkowe) procesy zmian cen nie stanowią inflacji. W cytowanej pracy Friedman zaprzecza sam sobie (a dokładniej, swojej własnej definicji inflacji), dzieląc inflację na:

- stałą inflację, kształtującą przewidywania inflacyjne;
- inflację przejściową, krótkotrwałą, trudno przewidywalną.

W tej pracy staram się uniknąć problemu Friedmana w prosty sposób: nie będę definiował inflacji. Przyjmuję, że (podobnie jak respondenci w ankiecie Shillera) wszyscy wiemy, co to jest inflacja: jest to jakiś ogólny wzrost cen. Niemniej jednak, zajmę się następującymi problemami wynikającymi pośrednio z podanych powyżej definicji:

1. Dlaczego mierzyć i przewidywać ogólny wzrost cen (inflację)?
2. Dlaczego mierzyć i przewidywać główne składowe inflacji?

Wbrew pozorom, odpowiedzi na te pytania nie są proste i trudno jest tu o jednoznaczne ustosunkowanie się do problemu mierzenia i przewidywalności inflacji. We współczesnej literaturze ekonomicznej trudno jest znaleźć problemy podobnie kontrowersyjne i wzbudzające tyle emocji. Na każdym uniwersytecie studenci piszą eseje omawiające stwierdzenie Friedmana, że inflacja jest tylko i wyłącznie zjawiskiem o charakterze monetarnym i każdy z tych esejów kończy się wnioskiem, że tak nie jest. Niemniej, umotywowanie tej konkluzji dostarcza studentom (a także ich profesorom) wiele problemów.

W celu zachowania jasności dalszego wyводу wprowadzę pewną prostą terminologię: Załóżmy, że dysponujemy informacjami dotyczącymi cen z okresów $t = 1, 2, \dots, T$, gdzie T oznacza okres bieżący lub też ostatni okres, dla którego mamy dostępne informacje statystyczne. Poprzez inflację ogólną (*headline inflation*) będę rozumiał ogólny wzrost cen wszystkich towarów i usług w pewnym okresie czasu. Jeżeli w tekście pojawi się określenie inflacja bez przymiotnika, oznaczać ona będzie inflację ogólną. Ponieważ zbiorowość cen wszystkich towarów i usług jest, z natury rzeczy, nieskończona, ilościowy pomiar ogólnej inflacji dla przeszłości nazywać się będzie miarą inflacji ogólnej. Z kolei przez przewidywania inflacji ogólnej rozumiem najbardziej prawdopodobną miarę inflacji ogólnej w okresie $t + i$, uzyskaną przy wykorzystaniu wszelkich informacji z okresów nie późniejszych niż t . Jeżeli $t < T$, to wówczas znana jest miara inflacji ogólnej dla t , i różnica pomiędzy miarą inflacji ogólnej i przewidywaną inflacją jest niespodzianką cenową.

W pracy tej pomijam cały szereg istotnych zagadnień związanych z pomiarem inflacji ogólnej. Przyjmuję, że miara inflacji publikowana przez Główny Urząd Statystyczny (czyli zmiany indeksu cen detalicznych) jest idealna w tym sensie, że nie można, przy aktualnym stanie wiedzy i techniki statystycznej, znaleźć lepszej. Zdaję sobie sprawę, że jest to bardzo ambitne założenie. Niedoskonałość tej miary jest znana od dawna. Obecnie krytykowana jest ona z oficjalnych, biurokratycznych pozycji, po opublikowaniu w USA tak zwanego raportu Boskina [Boskin i in. (1996); por. również Boskin i in. (1998), Gordon (2000)]. W raporcie tym stwierdza się między innymi,

że dodatnie obciążenie miary inflacji ogólnej bazującej na amerykańskim indeksie cen konsumpcyjnych, CPI, w stosunku do rzeczywistych zmian cen wynosi przeciętnie około 1,1 punktu procentowego. Koszt całkowity tego obciążenia dla budżetu w latach 1997 – 2000 szacowany jest na 1,07 biliona dolarów, spowodowany głównie poprzez zawyżone wypłaty ubezpieczeń społecznych. Na obciążenie to składało się przeszacowanie CPI skutkiem stosowania formuły Laspeyresa, zakładającej zerową substytucję towarów skutkiem zmian cen relatywnych, a przede wszystkim niewłaściwe ujęcie zmian jakości towarów i wprowadzania nowych produktów na rynek.

Podobnie nie omawia się w tej pracy zagadnień o charakterze czysto statystycznym: sezonowość cen, problemy obserwacji nietypowych i brakujących danych itp. Nie oznacza to, że problemy te są trywialne. Przeciwnie, wiele z nich jest wysoce kontrowersyjnych i rozwiązywanych w różny, nie zawsze idealny, sposób. Złożoność tych problemów, a także niewielki stosunkowo postęp w praktycznym ich rozwiązywaniu powoduje, że są to zagadnienia godne oddzielnego omówienia.

2. Dlaczego mierzyć inflację?

Z procesem systematycznego wzrostu cen związane są koszty. Tak więc, mierząc inflację, jesteśmy w stanie oszacować koszty z nią związane i, w miarę możliwości i potrzeb, starać się je zredukować. Dla jasności dalszego wyводу wygodnie będzie wyodrębnić koszty związane z przewidywaną inflacją i z niespodzianką cenową.

Założmy początkowo, że Friedman ma rację, i że inflacja jest zjawiskiem przede wszystkim monetarnym, i że jedyny bezpośredni wpływ na sferę realną gospodarki powodują jej koszty. Przy tym założeniu, najczęściej podawanym przykładem kosztów przewidywanej inflacji jest tak zwany koszt skóry na butach (*shoe-leather inflation*) czyli, mówiąc mniej obrazowo, koszty alternatywne (a ściślej, koszty dobrobytu, *welfare costs*) związane z koniecznością utrzymywania płynności płatniczej. W warunkach równowagi, wysoka inflacja oznacza wysoką stopę procentową, a gotówka w kieszeni (lub też

w kasie gotówkowej) procentów nie przynosi. Stąd też albo konieczność częstszych wypraw do banku (a wtedy buty się zużywają...), częstsze problemy z płynnością, albo potencjalne straty spowodowane nieprocentowaniem nadmiaru gotówki. Innym przykładem kosztów związanych z oczekiwaną inflacją jest koszt zmiany cen (tak zwany koszt zmiany menu), dostosowywania (indeksacji) różnego systemu płatności ustalanych nominalnie: pożyczek mieszkaniowych, opłat podatkowych, cen detalicznych itp.

Bardziej złożony jest problem kosztów spowodowanych nieprzewidywaną inflacją. Przede wszystkim, „niespodzianka cenowa” powoduje nieoczekiwany (i często społecznie niepożądany) efekt redystrybucji dochodu i bogactwa, na przykład kosztem wierzycieli i z korzyścią dla dłużników. Występuje tu także koszt związany z ryzykiem finansowym przy zawieraniu kontraktów długoterminowych. W warunkach niepewności dotyczącej wzrostu cen koszty ubezpieczenia transakcji będą wysokie, a terminy kontraktów stosunkowo krótkie. Należy przy tym pamiętać, że niepewność związana z inflacją to nie to samo, co zmienność inflacji. Zmienność inflacji może być znaczna, a jednocześnie przewidywalność inflacji wysoka. Niemniej jednak, wyraźny jest związek pomiędzy wielkością inflacji, a trudnością jej przewidywania; na ogół im wyższa inflacja, tym wyższa niepewność z nią związana. Trzecim istotnym czynnikiem kosztowym związanym z nieprzewidywaną inflacją jest koszt związany z nieefektywną alokacją zasobów skutkiem trudności w odróżnianiu relatywnych zmian cen od inflacji. Innymi słowy, konsumentom trudno jest nieraz stwierdzić, czy cena ich ulubionego towaru wzrosła (w stosunku do cen innych towarów, a także w odniesieniu do ich zasobów finansowych), czy też cena relatywna pozostała bez zmiany, a nowa etykieta z ceną po prostu obrazuje inflację.

Z drugiej strony jednak, od czasów opublikowania podstawowych prac z zakresu teorii funkcji podaży przez Lucasa (1972) oraz Sargenta i Wallace’a (1975) znana jest pozytywna zależność pomiędzy „niespodzianką cenową” a zagregowaną podażą; nieprzewidziana inflacja może mieć również efekt stymulujący wzrost gospodarczy. Jak więc to w końcu wygląda: czy nieprzewidziana inflacja jest, ogólnie rzecz ujmując, zjawiskiem pozytywnym (skutkiem

silniejszego dodatniego efektu podażowego, niż ujemnego efektu kosztowego), czy negatywnym? Wiele badań empirycznych przeprowadzonych różnymi metodami i dla różnych krajów wydaje się potwierdzać hipotezę, że inflacja jest na ogół ujemnie skorelowana ze wzrostem gospodarczym [por. przeglądowy artykuł Briaulta (1995)]. Przyczyną tego jest przypuszczalnie fakt, że działający na rynku (producenci i konsumenci) rzadko kiedy dają się nabrać na optymistyczne przewidywania inflacyjne, prowadzące do pozytywnej „niespodzianki cenowej” (czy w Polsce traktuje się poważnie oficjalne, budżetowe prognozy wzrostu cen?). Ponadto koszty inflacji, zarówno przewidywane, jak i nieprzewidywane, są często symetryczne i ponoszone również w przypadku, gdy „niespodzianka cenowa” ma charakter ujemny.

Jednym z wniosków nasuwających się z powyższych refleksji jest to, że dobrze byłoby mieć różne miary inflacji, nadających się do różnych celów. Trudno jest o jednoznaczny miarę inflacji nadającą się do wszelkiego typu analiz gospodarczych. Jak już wspomniano poprzednio, problem znalezienia właściwej miary inflacji ogólnej jest problemem samym w sobie (jak ważyć i agregować karabiny maszynowe i szpilki; jak uwzględnić zmiany cen nowych towarów; czy zmianę ceny towaru spowodowaną zmianą jakości należy uznać za wzrost ceny?). Niemniej, potrzebny jest też szereg miar dodatkowych, pozwalających na wyodrębnienie łatwo przewidywalnych i nieprzewidywalnych zmian cen, inflacji powodującej, i niepowodującej skutków realnych, inflacji sterowalnej, i niesterowalnej w wyniku polityki monetarnej itp.

3. Inflacja bazowa: nieporozumienia definicyjne

W celu wyodrębnienia interesujących nas składników inflacji, wyróżnia się na ogół jej część podstawową, zwaną w literaturze polskiej inflacją bazową [por. Narodowy Bank Polski (1998)] co jest, jak się wydaje, określeniem pojęciowo zbliżonym do angielskiego pojęcia *core inflation* i podobnie niejednoznacznie rozumia-

ne². W literaturze angielskojęzycznej *core inflation* oznacza bądź systematyczny wzrost kosztów czynników produkcji [Eckstein (1981)], bądź też taki składnik (komponent) inflacji, który w średnim i długim okresie nie powoduje efektu realnego [Quah, Vahey (1995)].

Różnice pomiędzy obydwoma pojęciami ilustrują dwie poniższe dekompozycje inflacji (dla lepszej czytelności ignoruje się tu efekt sezonowości inflacji; założmy, że ceny są oczyszczone z efektu wahań sezonowych):

$$\pi_t = \pi_t^{(1)} + v_t \quad (1)$$

$$\pi_t = \pi_t^{(2)} + w_t \quad (2)$$

gdzie $E_{t-1}(v_t) = 0$, $E\left(\sum_i \dot{x}_{t+i} \middle| \pi_t^{(2)}\right) = 0$, $E\left(\sum_i \dot{x}_{t+i} \middle| w_t\right) \neq 0$,

$E_t(\bullet)$ oznacza wartość oczekiwaną warunkową względem informacji dostępnych w czasie t , \dot{x}_t jest zmianą w sferze realnej (zmianą produktu realnego) w czasie t , a symbol $E(\bullet)$ oznacza warunkową wartość oczekiwaną. Jeżeli przedziały czasowe t dobrane są w taki sposób, że uwzględniają inercję czasową związaną z kontraktami płacowymi, płacniczymi, dostawczymi itp, wówczas można przyjąć, że $i = 1, 2, \dots$.

Formalnie rzecz ujmując, równanie (1) odpowiada definicji Ecksteina, a równanie (2) definicji Quaha i Vahey. W świetle prymitywnie rozumianej ekonomii neoklasycznej równania (1) i (2), a zatem i obydwie definicje, są identyczne. W równaniu (1), czyli $E_{t-1}(\pi_t) = \pi_t^{(1)}$, a więc v_t jest niespodzianką cenową. Ponieważ, przy bardzo silnych założeniach „prymitywnej” ekonomii neoklasycznej, jedynie nieprzewidywane zmiany cen mogą powodować

efekt realny, tak więc $E\left(\sum_i \dot{x}_{t+i} \middle| \pi_t^{(1)}\right) = 0$, czyli $\pi_t^{(1)} = \pi_t^{(2)}$.

W praktyce jednak często spotyka się sytuację, gdy zmiany cen są łatwo przewidywalne, a efekt realny występuje. Szczególnie ma to miejsce w przypadku małych gospodarek otwartych, gdzie szoki zewnętrzne (zmiany *terms of trade*, cen podstawowych surowców itp.) powodują przesunięcie się zagregowanej krzywej podaży. Inaczej mówiąc, w takiej sytuacji nie nastąpi szybkie dostosowanie się płac (i innych czynników kosztowych) do cen i będzie miała

miejsce zmiana cen relatywnych (np. paliwa zdrożeją w stosunku do innych towarów. W rezultacie zaobserwujemy bądź spadek popytu na droższe wyroby, bądź też, jeżeli elastyczność cenowa jest niska, spadek popytu na towary substytucyjne. Spadek popytu zagregowanego przekłada się na spadek dochodu, czyli na negatywny efekt realny. Na ogół w analizie długookresowej występowanie takiego rodzaju szoków tłumaczy się w myśl teorii cykli przemysłowych. Podobnie cykliczny charakter mogą mieć wahania spowodowane czynnikami wewnętrznymi; zmiany cen żywności, kosztów zakupu lub wynajmu mieszkań itp. mogą być łatwo przewidywalne, ale nie powodujące zmian innych cen (i płac) nawet w stosunkowo długim okresie czasu. Droga żywność może nie spowodować kompensującej ją wzrostu płac; może po prostu spaść popyt realny.

Zapisując:

$$\pi_t = \pi_t^{(2)} + \underbrace{(\pi_t^{(1)} - \pi_t^{(2)})}_{w_t} + v_t$$

widzimy, że różnica pomiędzy $\pi_t^{(1)}$ a $\pi_t^{(2)}$ jest tą przewidywalną składową inflacji, która powoduje wystąpienie efektu realnego. W dalszej części pracy różnicę tę określać się będzie skrótem IWER, czyli inflacyjny wskaźnik efektu realnego. Powyższy zapis pokazuje również, że wariancja w_t będzie z reguły większa, niż wariancja v_t (o ile tylko nie jest silnie ujemnie skorelowane z $\pi_t^{(1)} - \pi_t^{(2)}$). Innymi słowy, $\pi_t^{(2)}$ jest mniej dokładną miarą inflacji (ma większą wariancję wokół π_t), ale bardziej interesuje ona decydentów gospodarczych, którzy, znając ocenę w_t , mogą dokładniej przewidywać skutki zamierzonej polityki gospodarczej.

W tej pracy $\pi_t^{(1)}$ nazywać się będzie słabą inflacją bazową, a $\pi_t^{(2)}$ silną inflacją bazową. Znając jedynie $\pi_t^{(1)}$, a dokładniej $v_t = \pi_t - \pi_t^{(1)}$ można błędnie ocenić skutki realne inflacji, gdyż nie wiadomo, jaka część przewidywalnej inflacji nie jest neutralna. Z drugiej strony jednak, słaba inflacja bazowa jest łatwiejsza do przewidywania i jest lepszym narzędziem prognozowania przyszłej inflacji.

Aby lepiej uwypuklić różnicę pomiędzy słabą, a silną inflacją bazową i ich znaczenie dla efektywności polityki monetarnej, założmy, że przewidywana, przy założeniu neutralnej polityki monetarnej, słaba inflacja bazowa wy-

nosi 10%. Ponadto przyjmijmy, że decydenci w kwestii polityki monetarnej (np. Rada Polityki Pieniężnej) mają do wyboru jej osłabienie lub zaostrzenie. Osłabienie (np. obniżenie stopy procentowej) pozytywnie wpłynie na wzrost produktu narodowego, lecz spowoduje wzrost inflacji do 15%. Zaostrzenie doprowadzi do spadku inflacji do 5% i odpowiednie obniżenie wzrostu dochodu narodowego. Przy założeniach przyjętych powyżej o odpowiednio długiej jednostce czasu przewidywana słaba inflacja bazowa jest też przewidywaną inflacją ogólną. W obydwu przypadkach inflacja zmienia się symetrycznie o 5% w stosunku do inflacji przewidywanej neutralnie, to jest, gdy polityka monetarna pozostanie niezmienną. Załóżmy także symetrię i liniowość efektu realnego: pozytywna i negatywna zmiana dochodu narodowego jest proporcjonalna do tej części inflacji, która powoduje efekt realny. W tej sytuacji zysk (w sensie wzrostu dochodu narodowego przy polityce ekspansywnej) i strata (spadek dochodu narodowego przy polityce restrykcyjnej) będą sobie równe, jeżeli tylko przewidywana silna inflacja bazowa równa jest słabej inflacji bazowej, czyli 10%. Załóżmy jednak, że przewidywana silna inflacja bazowa wynosi 8%. Przyjmując nadal, że efekt realny jest symetryczny i liniowy, polityka restrykcyjna będzie w tej sytuacji mniej efektywna, gdyż spadek dochodu narodowego będzie proporcjonalny do różnicy pomiędzy inflacją ogólną a silną inflacją bazową, czyli do $8\% - 5\% = 3\%$. Polityka ekspansywna będzie bardziej efektywna, gdyż odpowiednia różnica wynosząca będzie $15\% - 8\% = 7\%$.

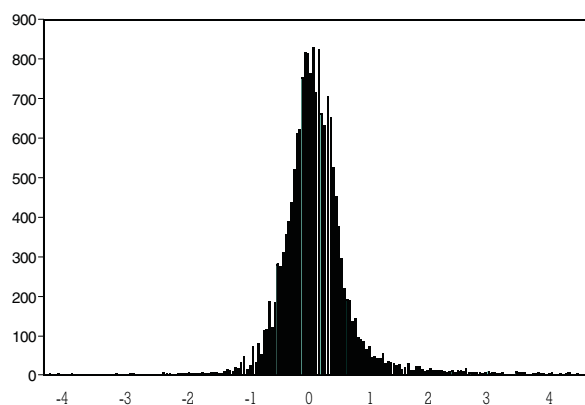
4. Miary słabej inflacji bazowej

Statystycznie rzecz ujmując, kryteria oszacowania słabej inflacji bazowej są proste: do istniejących danych statystycznych należy tak dopasować pewien, dający się łatwo prognozować, proces, aby nie było autokorelacji różnic pomiędzy odchyleniami miar inflacji od wartości tego procesu dla poszczególnych okresów t , i żeby wariancja tych różnic była jak najmniejsza. Narzuca się więc tu stosowanie całego szeregu metod wygładzania szeregów czasowych, od średniej ruchomej, wyrównywania wykla-

dniczego, autokorelacji, trendu pełzającego i segmentowanego, do filtrów Hodricka-Prescotta i Kalmana.

Większość z tych metod zakłada z reguły symetryczność, a często także normalność, rozkładu cen. Jest to założenie dalekie od rzeczywistości. Wystarczy przyjrzeć się rozkładowi ponad 17 tysięcy miesięcznych zmian cen indywidualnych, uzyskanych z danych GUS-u od stycznia 1994 roku do lipca 2000. Ze zbioru wyeliminowano obserwacje nietypowe, symbole oznaczające brak danych, indeksy indywidualne zważono przy pomocy odpowiednich wag używanych przez GUS przy konstruowaniu indeksów agregatowych, a następnie standaryzowano. Podobny rozkład analizował Przemysław Woźniak (1999a). Wykres 1, przedstawiający ten rozkład, wyraźnie ilustruje jego skośność (moment trzeci względny równy jest 1.14) i znacznie większą, niż w rozkładzie normalnym, kurtozę (moment czwarty względny równy jest 10.9).

Wykres 1: Rozkład indywidualnych indeksów cen w Polsce w latach 1994–2000



W sytuacji dużej skośności i kurtozy, bardziej interesującym podejściem, wykorzystującym dane o indywidualnych indeksach cen, są próby oszacowania słabej inflacji bazowej przy pomocy manipulacji mających na celu redukcję wariancji poprzez ograniczanie liczby składników w ogólnym agregacie inflacji. Miary te stosuje się w przypadkach, gdy rozkłady indywidualnych przyrostów cen są leptokurtyczne (o koncentracji, czyli kurtozie większej niż w rozkładzie normalnym), bądź asymetryczne. Są to tak zwane estymatory ograniczonego wpływu (*limited influence estima-*

tors). Z formuły obrazującej zagregowane zmiany cen:

$$\pi_t = \sum_i w_{it} \dot{p}_{it}, \quad (3)$$

gdzie w_{it} jest wagą zmian ceny i -tego produktu w czasie t , czyli \dot{p}_{it} eliminuje się niektóre składowe. Wyrażenie (3) jest w gruncie rzeczy średnią arytmetyczną ważoną indywidualnych zmian cen. Estymatory ograniczonego wpływu znane są w Polsce głównie z opracowań Przemysława Woźniaka (1999a), (1999b). Do metod znajdujących zastosowanie w przypadku dużej kurtozy należą metody obciętych średnich (*trimmed means*), polegające na wyłączeniu pewnego procentu największych i najmniejszych składników z agregatu (to znaczy takich, których skumulowane wagi w_{it} , uporządkowane według \dot{p}_{it} , sumują się do pewnej z góry ustalonej frakcji). Z problemem skośności związane są metody średnich percentyli z próby (*sample mean percentiles*), polegające na przyjmowaniu określonego percentyla rozkładu \dot{p}_{it} jako miary inflacji bazowej. Metoda ta wykorzystuje w sposób pośredni fakt, że rozkład przyrostów cen indywidualnych nie jest z reguły symetryczny i, w związku z tym, percentyl odpowiadający średniej z próby nie jest efektywnym estymatorem średniej zbiorowości generalnej (jedynie w przypadku rozkładu symetrycznego percentyl 50% odpowiada średniej z próby).

W przypadku posługiwania się estymatorami ograniczonego wpływu istotnym problemem jest właściwe ustalenie procentu odrzucanych indywidualnych zmian cen (dla metody obciętych średnich) oraz wielkości percentylu będącego możliwie dokładnym oszacowaniem średniej zbiorowości generalnej (dla metody średnich percentyli z próby). W literaturze spotkać można wiele zaleceń dotyczących właściwego wyboru tych parametrów. [por. Cecchetti (1996), Roger (1997), Woźniak (1999a)]. Przyjmuje się na ogół, że efektywnym parametrem (czyli procentem odrzuceń lub percentylem) jest taka wielkość, która minimalizuje miarę odchyżeń od ustalonego w ogólny sposób trendu inflacji, mierzonego np. przy wykorzystaniu średniej ruchomej. Wydaje się jednak, że sensowne może być takie ustalenie parametrów dla estymatorów ograniczonego wpływu, które minimalizują

miarę błędu *ex-post* n -okresowej prognozy inflacji. Wynika to z faktu, że słaba inflacja bazowa w okresie t jest jednocześnie najlepszym (nieobciążonym i o najmniejszej wariancji) predyktorem inflacji dla okresu $t+1$, jaki można uzyskać postępując się wyłącznie informacjami o aktualnych i przeszłych zmianach cen. Zgodnie z formułą (1), odchylenia π_t od $\pi_t^{(1)}$ są w okresie $t-1$ nieprzewidywalne ($E_{t-1}(v_t)=0$). Podobnie $E_t(v_{t+1})=0$. Tak więc, dokonując nieobciążonej prognozy inflacji w okresie t na okres $t+1$ należy wyznaczyć:

$$E_t(\pi_{t+1}) = E_t(\pi_{t+1}^{(1)}) + E_t(v_{t+1}), \quad (4)$$

W przypadku ogólnym, wielkość $E_t(\pi_{t+1}^{(1)})$ nie jest znana i musi być wyznaczana przy pomocy określonego algorytmu prognostycznego. Ponieważ $E_t(v_{t+1})=0$,

o ile tylko da się wyznaczyć wartość $E_t(\pi_{t+1}^{(1)})$, jest ona

jednocześnie predyktorem inflacji. Ta obserwacja sugeruje sensowne kryterium ustalania parametrów w przypadku stosowania estymatorów ograniczonego wpływu. W tym przypadku bowiem $\pi_t^{(1)}$ jest funkcją wspomnianych, z góry ustalonych, parametrów. Jeżeli parametry te ustali się w ten sposób, że różnica pomiędzy π_{t+1} a $\pi_t^{(1)}$ będzie możliwie najmniejsza, wówczas

$$E_t(\pi_{t+1}) = \pi_t^{(1)}.$$

Do miar słabej inflacji bazowej zaliczyć można również niektóre metody należące do grupy średnich z wyłączeniami. Polega ona na wyłączaniu z agregatu (3) niektórych cen indywidualnych czyli, mówiąc inaczej, na ustalaniu, dla wybranych i , $w_{ij} = 0$ dla każdego t . Manipulując średnimi z wyłączeniami, można wyeliminować z (3) te indywidualne zmiany cen, które w najbardziej istotny sposób zwiększają zmienność cen. W ten sposób zredukuje się efekt „grubych ogonów”, charakterystyczny dla rozkładów o dużej kurtozie. Można również wyłączyć te składowe, które powodują znaczącą skośność rozkładu zmian cen, czyli te, których przyrosty są największe (dla rozkładów prawoskośnych) lub najmniejsze (dla rozkładów lewoskośnych). Uzyskać więc tu można efekt podobny do występującego w metodzie obciętych śre-

dnich (dla kurtozy) i średnich percentyli z próby (dla skośności). Wadą tej metody jest jej nieefektywność w przypadku, gdy występują zmiany w czasie w zmienności i w wielkości przyrostów cen indywidualnych i, w rezultacie, ceny skrajne (w sensie zmienności bądź też wpływu na skośność) stają się cenami przeciętnymi. Metoda średnich z wyłączeniami znajduje większe zastosowanie dla pomiarów silnej inflacji bazowej.

5. Problemy prognozowania inflacji

Formuła (4) wskazuje, że przy posługiwaniu się odpowiednio długą jednostką czasu, ocena wartości oczekiwanej słabej inflacji bazowej jest jednocześnie nieobciążoną i efektywną prognozą inflacji ogólnej. Tak więc, znając oceny słabej inflacji bazowej w przeszłości problem sprowadza się do oceny znalezienia oceny

$E_T(\pi_{T+1}^{(1)})$ przy wykorzystaniu informacji dostępnych do

momentu T , czyli po prostu ekstrapolacji. Wprawdzie technika ekstrapolacji słabej inflacji bazowej ma pewne specyficzne cechy, związane ze skośnością rozkładów i asymetrycznymi przedziałami ufności, ale nie omawiam w tej pracy tego rodzaju technik; literatura w tym zakresie jest bogata i od wielu lat bazująca na kilku podstawowych pozycjach [Granger (1980), Granger, Newbold (1986), Wheelwright, Makridakis, Hyndman (1998)].

Istotne problemy wynikają natomiast z faktu, że możliwych, dopuszczalnych ocen słabej inflacji bazowej jest bardzo dużo. Mamy do dyspozycji wiele metod wygładzania szeregów czasowych, metody obciętych średnich z różnymi punktami obciążenia, wiele sposobów ustalania średnich percentyli z próby, wiele indywidualnych indeksów cen do wyłączenia... Jak więc zdecydować się na najlepszą, czyli najlepiej przybliżającą nieobserwowalną bezpośrednio słabą inflację bazową i najlepiej nadającą się do jej prognozowania? Wbrew pozorom, ta kwestia jest złożona i nie zawsze może być rozstrzygnięta poprzez prosty wybór tej metody, która najlepiej sprawdziła się w przeszłości (czyli tej, która dawa-

ła najdokładniejsze prognozy). Wystąpić tu bowiem może tak zwany problem wyboru sekwencyjnego.

Wyobraźmy sobie, że inflacja jest w pełni nieprzewidywalna; przyjmuje ona czysto losowe wartości. Dla ilustracji przyjmijmy, że możliwe są tylko dwie wartości: +10% i -10%. W takiej sytuacji wszystkie potencjalne nieobciążone metody prognozowania są równie dobre (lub raczej równie złe) i dają wyniki analogiczne do rzutu monetą: orzeł to +10%, a reszka to -10%. Wyobraźmy sobie, że mamy 1000 takich metod i, że dokonujemy systematycznej obserwacji dokładności prognoz przez 10 okresów. Prawdopodobieństwo, że pewna, określona metoda prognozowania da idealne rezultaty (to znaczy, że 10 razy pod rząd prognoza będzie trafna nie jest wysokie: wynosi ono $0,5^{10} = 0,00097656$, czyli mniej niż 0,1%. Jeżeli jednak dokona się wyboru najlepszej metody stosując jako kryterium największą liczbę trafnych prognoz w przeszłości (czyli w czasie obserwowanych 10 okresów) to, zgodnie z rozkładem dwumianowym, oczekiwana liczba bezbłędnych prognoz wynosi $1000 \times 0,00097656 = 0,97656$, czyli niemal 1. Innymi słowy, istnieje duża szansa, że w zbiorze 1000 metod prognozowania trafi się jedna „bezbłędna”, dokładnie przewidująca wielkość inflacji pomimo faktu, że tak naprawdę inflacja jest czysto losowa (nieprzewidywalna). Oczywiście, dokonując prognozy na kolejny, 11. okres, nasza „najlepsza” metoda będzie miała tyle szans powodzenia, ile pozostałych 999.

Kolejny problem związany z prognozowaniem inflacji dotyczy paradoksu „złych-dobrych prognoz” [por Granger (1999)], czyli inaczej faktu, że opublikowane informacje prognostyczne stanowią podstawę podejmowania określonych decyzji gospodarczych. Paradoks ten ilustruje następujący przykład: wyobraźmy sobie, że opublikowane zostają dwie prognozy inflacji, A i B , sporządzone przez dwa niezależne (od siebie, od rządu i od Rady Polityki Pieniężnej) ośrodki prognostyczne (lub też niezależnie przy wykorzystaniu dwóch różnych metod). Prognoza A przewiduje 10-proc. inflację, a prognoza B 5-proc. Ośrodek (metoda) A cieszy się większym zaufaniem rządu i RPP niż metoda B , na przykład skutkiem dobrej dokładności poprzednio opublikowanych prognoz. Preferencje rządu i RPP nie są znane podmiotom gospo-

darczym, a także producentom prognoz, gdyż w przeciwnym przypadku prognoza *B* przypuszczalnie nigdy by nie powstała. Decydenci gospodarczy, biorąc pesymistyczną prognozę *A* poważnie, decydują się na aktywną politykę antyinflacyjną, np. podnosząc niespodziewanie stopy procentowe. Powoduje to wystąpienie „niespodzianki cenowej” i obniżenie inflacji np. do poziomu 5%. Tak więc „dobra” prognoza *A* okazała się być w rezultacie złą (nie-dokładną) prognozą, a „zła” prognoza *B* – odwrotnie. Prognoza *A* jest w dalszym ciągu najlepszą prognozą słabej inflacji bazowej, ale, skutkiem wystąpienia „niespodzianki cenowej”, okazała się ona niedokładnym oszacowaniem obserwowanej inflacji.

Powyższe dwa przykłady uwypuklają problemy związane z wyborem najlepszej prognozy. Jeżeli wybrać metodę, która, jako jedna z wielu, dawała w przeszłości najlepsze wyniki, to być może popełni się błąd związany z wyborem sekwencyjnym? Jeżeli nasza prognoza w sposób systematyczny nie sprawdza się, to czy przyczyną tego jest jej marna jakość, czy też przeciwnie, fakt, że jest ona bardzo poważnie traktowana przez decydentów gospodarczych? Ponieważ, jak to wykazano powyżej, trudno jest w takiej sytuacji o jednoznacznie dobre rozwiązanie, powszechnie stosowanym sposobem postępowania jest metoda *consensusu* pomiędzy różnymi dopuszczalnymi prognozami. Mówiąc inaczej, wyznacza się „najlepszą” prognozę jako liniową kombinację prognoz uzyskanych różnymi metodami, stosując jako wagi ich wariancję, stopień dokładności z obserwowaną inflacją skorygowany współczynnikiem korelacji itp. Podstawy tych metod podane są w pracy Grangera i Newbolda (1986), a bogaty przegląd literatury znajduje się w pracach Diebolda (1989) i Clementa (1989).

Należy również nie zapominać, że w procesie prognozowania inflacji istotną rolę powinny odegrać oceny ekspertów. Modele statystyczno-ekonometryczne nie mogą bowiem, siłą rzeczy, uwzględnić wszystkich, szczególnie jakościowych, aspektów mogących wpływać na przyszłą inflację. Czynniki o charakterze politycznym, strategicznym, a nawet geograficznym i atmosferycznym (prognozy pogody) mogą wpływać na kształtowanie się przyszłych cen. Są one trudne do uwzględnienia w sformalizowanym procesie prognozo-

wania. Dlatego też wydaje się celowe konstruowanie ostatecznej prognozy inflacji jako średniej ważonej prognozy statystycznej i eksperckiej.

Należy również wspomnieć o przyjętym na początku tej pracy, a następnie dyplomatycznie przemilczanym założeniu, że jednostki czasu przyjęte w procesie prognozowania są na tyle długie, że częstotliwość reakcji krótkookresowych jest mniejsza od przyjętych jednostek czasu *i*, w związku z tym, nie mają one wpływu na nieobciążność prognozy. Założenie to jest przypuszczalnie prawdziwe przy opracowywaniu rocznych a być może i kwartalnych prognoz. Przy opracowywaniu natomiast miesięcznych prognoz, opóźnienia czasowe związane z realizacjami kontraktów, kosztami zmiany „menu”, opóźnienia przepływu informacji itp. mogą, drogą inercji, spowodować autokorelację odchyłeń ocen słabej inflacji bazowej od miary inflacji ogólnej, czyli, innymi słowy, ich przewidywalność. W takiej sytuacji można w prosty sposób skorygować krótkookresową prognozę inflacji analizując dynamikę tych odchyłeń [por np. Whitley (1994)]. Niemniej, należy sobie zdawać sprawę, że w przypadku miesięcznych prognoz inflacji, przewidywana inflacja bazowa może nieco różnić się od przewidywanej słabej inflacji bazowej dla kilku pierwszych miesięcy okresu prognozy.

6. Miary silnej inflacji bazowej

Jak już wspomniano poprzednio, silna inflacja bazowa różni się od słabej tym, że eliminuje się z niej tę część przewidywanej inflacji, która powoduje średnio- bądź długookresowe efekty realne. Technicznie najprostszym sposobem uzyskania oceny silnej inflacji bazowej jest zastosowanie metody średniej z wyłączeniami; z agregatu (3) eliminuje się te indywidualne indeksy cen, których dynamika powoduje długookresowe zmiany cen relatywnych, a więc i zmiany zagregowanej podaży. Oczywistymi kandydatami do wyłączeń są ceny regulowane; jako takie nie mogą one szybko reagować na zmiany składników kosztowych (innych cen i płac), powodując w rezultacie trwałe w czasie zmiany cen relatywnych. W krajach Europy Zachodniej

często wyłącza się ceny pożyczek mieszkaniowych i budowlanych, surowców importowanych oraz gwałtownie, sezonowo zmieniających się cen produktów rolnych. Dla Polski szczegółowe badanie efektów wyłączenia poszczególnych indywidualnych indeksów cen przeprowadził P. Woźniak (1999a).

Technika średnich z wyłączeniami jest prosta w zastosowaniu, ale kłopotliwa metodologicznie. Należy bowiem w mniej lub bardziej arbitralny sposób zdecydować, dynamika których indywidualnych indeksów cen przekłada się na zmiany cen relatywnych i dokonywać ostrych założeń dotyczących długookresowej elastyczności popytu ze względu na te ceny. Przykładowo, do niedawna często wyłączało się ceny wyrobów tytoniowych zakładając niską elastyczność cenową popytu na papierosy. Obecnie w wielu krajach uważa się, że popyt na wyroby tytoniowe zmienia się istotnie w długim okresie, między innymi z powodu zmian cen, a ważone ceny relatywne nie ulegają większym zmianom. Włącza się więc niekiedy zmiany cen wyrobów tytoniowych do inflacji bazowej, jako powodujące efekty realne jedynie w krótkich okresach.

Metodologicznie mniej wątpliwym podejściem wydaje się być ekonometryczne metody badania rozłożonych w czasie zależności pomiędzy zmianami cen, a sferą realną [por. Bryan i Cecchetti (1993)]. Pierwszą pracą z tego zakresu było opracowanie powielone z 1993 roku, a następnie artykuł Quaha i Vahey (1995), po ukazaniu się których opublikowano szereg modyfikacji i uogólnień oryginalnej koncepcji [por. np. Blix (1995), Gartner i Wehinger (1998)]. Ogólnie rzecz ujmując, podejście to polega na analizie dynamicznego modelu wielorównaniowego (jest to zwykle model wektorowo-autoregresyjny, VAR) w którym, jako jedna ze zmiennych objaśnianych, występuje inflacja, a pozostałe zmienne związane są ze sferą realną. W modelu takim można na ogół dokonać dekompozycji poszczególnych zmiennych względem impulsów występujących w poszczególnych okresach i związanych z poszczególnymi zmiennymi. Tak więc na inflację wpływają, rozłożone w czasie, impulsy ze sfery realnej i monetarnej. Eliminując, drogą symulacji dynamicznej, impulsy realne, otrzymuje się oszacowanie silnej inflacji bazowej.

Tego rodzaju postępowanie w dużym stopniu zależy od poprawności zastosowanych metod ekonometrycznych i numerycznych: właściwego wyboru modelu, zmiennej (bądź zmiennych) reprezentujących dynamikę sfery realnej, odpowiedniej dynamicznej specyfikacji, metody estymacji, ortogonalizacji (dokonanej w celu oszacowania niezależnych od siebie impulsów monetarnych i realnych) itp. Szczególnie istotnym problemem jest kwestia wyboru zmiennej właściwie reprezentującej dynamikę sfery realnej. Na ogół przyjmuje się tu indeks produkcji przemysłowej. Dla Polski badanie tego rodzaju przeprowadził Tomasz Kaczor (1997).

O ile znana jest uprzednio wyznaczona miara słabej inflacji bazowej, wówczas sensownym rozwiązaniem wydaje się być zastąpienie w modelu VAR dla obserwowanej inflacji π_t oceną słabej inflacji bazowej. Różnica pomiędzy obserwowaną, a słabą inflacją bazową jest bowiem z założenia zależna od zmian w sferze realnej i jej wyeliminowanie z modelu pozwoli na bardziej efektywną (w sensie statystycznym) ocenę tej części inflacji niebazowej, która również powoduje zmiany w sferze realnej. W tym przypadku ocenia się więc nie $\pi_t^{(2)}$, a różnicę $\pi_t^{(1)} - \pi_t^{(2)}$, przy pomocy której koryguje się następnie ocenę słabej inflacji bazowej, otrzymując $\pi_t^{(2)}$.

7. Ogólny algorytm prognostyczny

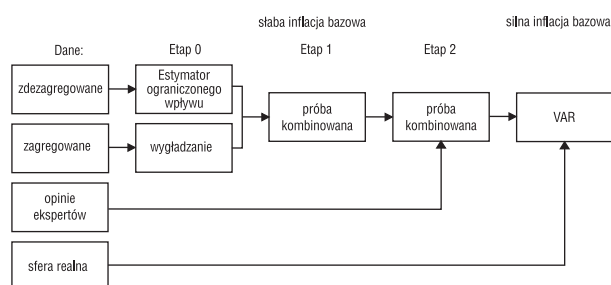
W świetle powyższych refleksji i uwag, proponuje się następujące postępowanie zmierzające do dokonania oceny i prognozy słabej i silnej inflacji bazowej. Uproszczony algorytm postępowania przedstawia Wykres 1. Nie zawiera on wielu czynności wykonywanych we wstępnych etapach postępowania (analiza sezonowości, eliminowanie obserwacji nietypowych i brakujących, wykrywanie błędów w danych itp.).

Zgodnie z tym algorytmem, w celu dokonania analizy i prognozy inflacji, należy dysponować zbiorem zdezagregowanych danych zawierającym indywidualne zmiany cen poszczególnych towarów i usług (indeksy indywidualne) oraz przypisywane im wagi. Ze zbioru tego można otrzymać szereg czasowy ocen inflacji obserwowanej. Jeżeli

zbiór wykorzystanych danych zdezagregowanych jest identyczny ze zbiorem, którym dysponuje urząd statystyczny, wówczas oceny *ex-post* inflacji obserwowanej powinny być identyczne z oficjalnie publikowanymi.

W etapie wstępnym (Etap 0) dokonuje się oceny *ex-post* słabej inflacji bazowej przy zastosowaniu szeregu metod omówionych w części 4 tego opracowania. Wykorzystuje się tu zarówno dane zagregowane (czyli szeregi czasowe inflacji ogólnej) i indywidualne indeksy cen. W etapie tym dokonuje się także wstępnej analizy dokładności *ex-post* poszczególnych prognoz, ustala się dla nich przedziały ufności, a następnie, oddzielnie – przy wykorzystaniu każdej z otrzymanych prognoz – dokonuje się predykcji inflacji.

Wykres 2. Algorytm prognozowania inflacji



W etapie 1 dokonuje się „mechanicznej” oceny słabej inflacji bazowej poprzez wyznaczenie ważonej kombinacji prognoz otrzymanych w Etapie 0. W podobny sposób wylicza się przedziały ufności dla prognoz. Następnie obliczoną w ten sposób „mechaniczną” prognozę uśrednia się (jako średnią arytmetyczną ważoną) z prognozą ekspercką. Ma to miejsce w Etapie 2. W rezultacie otrzymuje się prognozę punktową (średnia arytmetyczna i mediana), przedziałową (95% asymetryczny przedział ufności wokół średniej) i rozkładową, jako tabelicę możliwych wartości inflacji wraz z przypisanymi im prawdopodobieństwami realizacji. Znając *ex-post* obserwacje π_t oraz punktowe oceny, konstruuje się model VAR dla indeksu produkcji przemysłowej i słabej inflacji bazowej. Dokonując odpowiedniej dekompozycji impulsów (por. część 6), wyznacza się *ex-post* i prognozuje wartość IWER (czyli $\pi_t^{(1)} - \pi_t^{(2)}$), a następnie z $\pi_t^{(1)}$ wyznacza ocenę silnej inflacji bazowej.

8. Czy to wszystko ma sens?

W celu stymulowania dalszej dyskusji i badań nad prognozowaniem inflacji, zakończmy to opracowanie akcentem pesymistycznym; a może inflacji w ogóle nie da się sensownie prognozować? Opublikowane ostatnio wyniki dokładności prognoz makroekonomicznych (w tym inflacji) dla USA, szeregu krajów europejskich i dla krajów OECD są niezbyt optymistyczne [por. Melis, Whittaker (1998), Stekler, Fidels (1999), Öller, Barot (1999)]. Autorzy zwracają uwagę na duże błędy dokładności prognoz, dużą rozbieżność publikowanych przewidywań, systematyczne niedoszacowywanie, bądź też przeszacowywanie wskaźników makroekonomicznych, wskazujące na fakt, że prognozycy niechętnie uczą się na własnych błędach. Jako główne przyczyny tego stanu rzeczy podaje się metodologiczne problemy identyfikacji i uwzględniania w procesie prognozowania zmian strukturalnych [Clements, Hendry (1999)], niewystarczającą jakość danych statystycznych [Omerod, Mounfield (2000)] i częste, nieprzewidywalne zmiany polityki monetarnej. Poddaje się również w wątpliwość efektywność miar słabej inflacji bazowej jako przybliżenia inflacji [por. wysoce dyskusyjną pracę Freemana (1998)]. W tym opracowaniu nie ma miejsca na polemikę z pesymistami. Nawet, jeżeli przyjąć, że negatywne wyniki przedstawione w wymienionych wyżej pracach są absolutnie prawdziwe, widać jednakże światło w tunelu: w świetle najnowszych rezultatów Öllera i Barota (2000) przewidywania inflacji są znacznie bardziej dokładne niż prognozy innych agregatów makroekonomicznych.

Przypisy

¹ Dokładana data badania nie jest znana, przypuszczalnie dotyczy ono 1995 roku

² Inflacja bazowa pokazuje stały, długookresowy komponent wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych, tzn. że inflacja bazowa ilustruje kształtowanie się cen towarów i usług konsumpcyjnych po wyeliminowaniu wahań o charakterze sezonowym oraz wahań powstałych wskutek przejściowych szoków podaźowych' (Narodowy Bank Polski (1998), str. 104).

Bibliografia

- Blix, M. (1995). Underlying inflation: a common trend approach, Arbetsraport Nr 23, Sveriges Riksbank, Stockholm.
- Boskin, M.J., E. Dulberger, R. Gordon, Z. Griliches, D. Jorgenson (1996). Towards a more accurate measure of the cost of living, Raport do senackiej komisji finansowej USA.
- Boskin, M.J., E. Dulberger, R. Gordon, Z. Griliches, D. Jorgenson (1996). Consumer prices, the consumer price index and the cost of living, *Journal of Economic Perspectives* 12, str. 3 – 26.
- Briault, C. (1995). The cost of inflation, *Bank of England Quarterly Bulletin* 35, str. 33 – 45.
- Bryan, M., S. G. Cecchetti (1993). Measuring core inflation, NBER Working Paper No. 4303, Cambridge Massachusetts.
- Cecchetti, S.G. (1996). Measuring short-run inflation for central bankers, NBER Working Paper No. 5786, Cambridge Massachusetts.
- Clemen, R.T. (1989). Combining forecasts: a review and annotated bibliography, *International Journal of Forecasting* 5, str. 559 – 583.
- Clements, M., D.F. Hendry (1999). Forecasting non-stationary economic time series (Zeuthen lecture series), the MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Diebold, X. (1989). Forecast combination and encompassing: reconciling two divergent literatures, *International Journal of Forecasting* 5, str. 589 – 592.
- Eckstein, O. (1981). Core inflation, Prentice-Hall, Englewood.
- Freeman, D.G. (1998). Do core inflation measures help forecast inflation?, *Economic Letters* 58, str. 143 – 147.
- Friedman, M. (1963). Inflation: causes and consequences, Asia Publishing House, New York.
- Gartner, C., G.D. Wehinger (1998). Core inflation in selected European Union countries, Working Paper No. 33, Oesterreichische Nationalbank, Vienna.
- Gordon, R.J. (2000). The Boskin Commission report and its aftermath, w zbiorze Proceedings of the Measurement of Inflation Conference, Cardiff University, Cardiff.
- Granger, C.W.J. (1980). Forecasting in business and economics, Academic Press, New York.
- Granger, C.W.J., P. Newbold (1986). Forecasting economic time series, 2nd ed, Academic Press, Orlando.
- Granger, C.W.J. (1999). Empirical modeling in economics, Cambridge University Press, Cambridge.
- Kaczor, T. (1997). Miara inflacji bazowej: interakcje cen i produkcji przemysłowej w Polsce 1991 – 1997, praca magisterska, Uniwersytet Warszawski.
- Laidler, D., M. Parkin (1975). Inflation: a survey, *The Economic Journal* 85, str. 741 – 809.
- Lucas R.E. Jr. (1972). Expectations and the neutrality of money, *Journal of Economic Theory* 5, str. 103-124.
- Mellis, C., R. Whittaker (1998). The Treasury forecasting record: some new results, *National Institute Economic Review* 164, str. 65 – 79.
- Narodowy Bank Polski (1998). Raport o inflacji, Warszawa.
- Öller, L-E., B. Barot (1999). Comparing the accuracy of European growth and inflation forecasts, Working Paper No. 64, National Institute of Economic Research, Stockholm, Sweden.
- Öller, L-E., B. Barot (2000). The accuracy of European GDP forecasts, Working Paper No. 72, National Institute of Economic Research, Stockholm, Sweden.
- Omerod, P., C. Mounfield (2000). Random matrix theory and the failure of macro-economic forecasts, Voltera Consulting Ltd., London (materiał powielony).
- Quah, D., S. Vahey (1995). 'Measuring core inflation', *Economic Journal* 105, str. 1130 – 1144.
- Roger, S. (1997). A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949 – 96, Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper No G97/7.
- Sargent, T.J., N. Wallace (1975). Rational expectations, the optimal monetary policy instrument and the optimal money policy rule, *Journal of Political Economy* 83, str. 241 – 254.
- Shiller, R.J. (1996). Why do people dislike inflation, Working Paper No. 5539, National Bureau of Economic Research, Cambridge Massachusetts.
- Stekler, H., Fidels, R. (1999). The state of macroeconomic forecasting, Center for Economic Research Discussion Paper No. 99 – 04, George Washington University.
- Wheelwright, S.C., S. Makridakis, R.J. Hyndman (1995). Forecasting: methods and applications, 3rd ed., John Wiley, New York.
- Whitley, J. (1994). A course in macroeconomic modelling and forecasting, Harvester Wheatsheaf, New York.
- Woźniak, P. (1999a). Various measures of underlying inflation in Poland, 1995 – 1998, CEU/CASE Working Paper No. 25, Center for Social and Economic Research, Warszawa.
- Woźniak, P. (1999b). Various statistical measures of core inflation in Poland: overview and comparison, CASE, Warszawa (materiał powielony).

Autor jest profesorem ekonomii na Uniwersytecie w Leicester.