

Wpływ wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego na zmiany w poziomie cen krajów strefy euro*

Karolina Konopczak[†], Marek Rozkrut[†]

Listopad 2008
(Pierwsza wersja: sierpień 2008)

Streszczenie

Wbrew oczekiwaniom sformułowanym przed wprowadzeniem wspólnej waluty do obiegu gotówkowego krajów strefy euro, wydarzenie to nie było neutralne dla gospodarki. Według szacunków Eurostatu (2003), wpływ wprowadzenia euro na ogólny poziom cen był znikomy, chociaż w przypadku niektórych kategorii towarów i usług (gastronomia, kultura i rekreacja, do pewnego stopnia żywność) miały miejsce istotne efekty cenowe. Wyniki przeprowadzonego badania empirycznego wskazują jednak, że w okresie kilku miesięcy wokół wymiany waluty istotne efekty cenowe miały miejsce we wszystkich analizowanych kategoriach inflacji HICP (zagregowany wskaźnik HICP, towary konsumpcyjne, usługi konsumpcyjne, żywność oraz restauracje i hotele), z wyjątkiem rekreacji i kultury. Najsilniejszy wzrost cen występował zazwyczaj w styczniu 2002 r., tj. pierwszym miesiącu obowiązywania nowej waluty. Dla wskaźnika HICP efekt ten wyniósł ok. 0,6 pkt. proc. Podobnych zjawisk nie zaobserwowano w pozostałych krajach Unii Europejskiej, w związku z czym można je przypisać wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego. Efekty cenowe wprowadzenia euro miały charakter krótkookresowy, z wyjątkiem kategorii towarów, w przypadku której wystąpiły czynniki przyczyniające się do przyspieszenia dynamiki cen także w średnim okresie. Wyniki badania nie potwierdzają hipotezy kosztów menu, wskazują natomiast na skuteczność nakazu podwójnej ekspozycji cen w ograniczaniu nadużyć cenowych.

*Autorzy pragną podziękować Andrzejowi Tomaszewskiemu i Bartoszowi Witkowskiemu, których uwagi i komentarze w znaczącym stopniu wpłynęły na kształt niniejszego badania. Autorzy dziękują również Giovanni Bruno, Piotrowi Ciżkowiczowi, Jarosławowi Jakubikowi, Marcinowi Kolasie, Katarzynie Ładzie, Małgorzacie Pawłowskiej oraz anonimowemu recenzentowi za cenne uwagi.

Tekst wyraża poglądy autorów, które niekoniecznie odzwierciedlają oficjalne stanowisko Narodowego Banku Polskiego. Artykuł prezentuje wyniki projektu badawczego realizowanego w ramach prac nad Raportem na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej. Projekt badawczy ma charakter dokumentu wspierającego, który nie determinuje wyników całego Raportu.

[†]Autorzy są pracownikami Narodowego Banku Polskiego.

Spis treści

Wprowadzenie	3
1 Przegląd literatury w zakresie efektów cenowych wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego	4
1.1 Efekty cenowe wprowadzenia euro w opinii konsumentów	4
1.1.1 Czy rozbieżność między rzeczywistą i postrzeganą inflacją miała w ogóle miejsce? .	5
1.1.2 Przyczyny „iluzji euro“	7
1.1.3 Społeczne i ekonomiczne implikacje rozbieżności między inflacją i jej percepcją . .	9
1.2 Wpływ wprowadzenia euro na zachowanie przedsiębiorców	10
1.2.1 Koszty związane z wymianą waluty	10
1.2.2 Hipoteza „kosztów menu”	10
1.2.3 Zaokrąglanie do cen atrakcyjnych	10
1.2.4 Koordynacja oczekiwań przedsiębiorców	13
1.3 Konwergencja poziomów cen po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego	15
1.4 Instytucjonalne uwarunkowania efektów cenowych towarzyszących wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego	16
2 Badanie empiryczne	19
2.1 Cel badania	19
2.2 Metodyka	19
2.3 Wyniki	23
Podsumowanie	34
Aneks	41

Wprowadzenie

Spośród zagadnień związanych z problematyką integracji walutowej bodaj najwięcej emocji w debacie publicznej wzbudza dyskusja na temat efektów cenowych wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego. Inflacyjne konsekwencje zaokrąglania cen po zamianie waluty krajowej na euro należą do głównych obaw społecznych związanych z tym wydarzeniem.

Literatura w zakresie efektów cenowych wprowadzenia euro obejmuje trzy zasadnicze nurty. Dwa z nich dotyczą zagadnień natury mikroekonomicznej, odpowiednio z zakresu teorii konsumenta i producenta, będących efektem braku neutralności w krótkim okresie procesów o charakterze nominalnym. Trzeci nurt opiera się z kolei na teorii makroekonomii i obejmuje badania nad wpływem utworzenia unii monetarnej na proces konwergencji poziomów cen w ramach krajów członkowskich. Niniejsza praca koncentruje się na zjawiskach o charakterze krótkookresowym, czyli na dwóch pierwszych zagadnieniach. Tym niemniej, poruszone są również wybrane aspekty dotyczące problematyki konwergencji poziomów cen. Ważnym zagadnieniem są także badania nad skutecznością rozwiązań instytucjonalnych, mających na celu zapobieganie nieuzasadnionym fundamentami wzrostom cen.

Według szacunków Eurostatu, wpływ wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego na ogólny poziom cen w gospodarkach państw członkowskich był nieznaczny. W 2002 r. wskaźnik inflacji HICP w ujęciu rocznym wyniósł w strefie euro 2,3%, z czego 0,12 do 0,29 pkt. proc. można przypisać efektom związanym z wprowadzeniem wspólnej waluty do obiegu gotówkowego (Eurostat, 2003). Wymiana waluty narodowej na euro w największym stopniu przyczyniła się do wzrostu cen w sektorze usług, w tym przede wszystkim w zakresie usług gastronomicznych, fryzjerskich czy związanych ze sportem, rekreacją i kulturą. Do pewnego stopnia wprowadzenie euro przyczyniło się również do wzrostu cen żywności.

Szacowany przez Eurostat wzrost cen był zatem nieznaczny. Niemniej, istotnie odbiegał on od powszechnych odczuć społecznych, które miały wskazywać na bardzo silny wzrost inflacji w wyniku wprowadzenia nowej waluty do obiegu gotówkowego. Powyższe rozbieżności, a także zróżnicowane efekty cenowe wprowadzenia euro pomiędzy krajami oraz w przekroju poszczególnych kategorii towarów i usług stały się przedmiotem licznych prac badawczych.

W pierwszej części niniejszego opracowania dokonano szerokiego przeglądu literatury z zakresu efektów cenowych wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego. Przybliżone prace odpowiadają na wiele pytań związanych z tym zagadnieniem, a w szczególności: (1) czy wskaźnik inflacji raportowany przez urzędy statystyczne w okresie wokół wymiany waluty odzwierciedlał rzeczywistą dynamikę cen towarów i usług konsumpcyjnych? (2) czy istnieją dowody na to, iż rozbieżność między oficjalnym wskaźnikiem a społeczną percepcją inflacji była wynikiem pewnych procesów psychologicznych? (3) jakie były przyczyny zróżnicowania efektów cenowych wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego w poszczególnych kategoriach koszyka CPI? (4) czy wzrost cen w wybranych sektorach po wymianie waluty

był związany przyczynowo-skutkowo z tym wydarzeniem, czy też wynikał z czynników niezależnych od „gotówkowego“ euro? (5) czy natężenie efektów cenowych było zróżnicowane ze względu na poszczególne kraje i jakie były determinanty tego zróżnicowania? (6) czy istnieją rozwiązania instytucjonalne sprzyjające ograniczeniu tych efektów?

Dokonany przegląd literatury pokazuje jednak, że brakuje - według naszej wiedzy - opracowań, w których przedstawiona zostałaby kompleksowa empiryczna analiza efektu netto wprowadzenia euro na zmiany w poziomie cen. Niniejszy artykuł ma na celu wypełnienie tej luki. W tym celu, w drugiej części opracowania skonstruowano panelowy model ekonometryczny, którego oszacowanie umożliwiło zbadanie efektów cenowych wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego w 2002 r. Model ten dostarcza także odpowiedzi na pytania dotyczące innych determinant inflacji w badanym okresie, w tym stosowanego przez niektóre kraje nakazu podwójnej ekspozycji cen w walucie krajowej i euro.

1 Przegląd literatury w zakresie efektów cenowych wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego

1.1 Efekty cenowe wprowadzenia euro w opinii konsumentów

Z racji zakrojonych na szeroką skalę kampanii informacyjnych poprzedzających wprowadzenie euro do obiegu gotówkowego wydarzenie to było dla konsumentów w pełni przewidywalne. Zgodnie z teorią ekonomii, ze względu na nominalny charakter wymiany waluty i przewidywalność tego wydarzenia decyzje konsumpcyjne jednostek dążących do maksymalizacji własnej użyteczności nie powinny ulec na jego skutek zmianie. Wszelkie odstępstwa od tej zasady byłyby świadectwem wystąpienia zjawiska określanego jako „iluzja pieniądza“, polegającego na uznaniu przez konsumentów zmian o charakterze nominalnym za realne. Fenomen ten skutkuje podejmowaniem suboptymalnych decyzji odnośnie do alokacji posiadanych środków i tym samym wpływa na realną sferę gospodarki.

W okresie wokół wymiany waluty w krajach strefy euro „iluzja pieniądza“ (zwana w tym kontekście „iluzją euro“) przejawiała się głównie wzrostem postrzeganej inflacji nieproporcjonalnym w stosunku do zmian oficjalnego wskaźnika cen. Jest to zjawisko o negatywnych konsekwencjach zarówno na płaszczyźnie społecznej, jak i ekonomicznej. Skutkuje ono, mianowicie, zmniejszeniem postrzeganego przez jednostkę własnego ograniczenia budżetowego i tym samym siły nabywczej, a w efekcie niepożądanym zmniejszeniem konsumpcji. Dla gospodarstwa domowego jest to równoznaczne ze spadkiem dobrobytu (*welfare*), zaś na poziomie całej gospodarki - ze spadkiem popytu konsumpcyjnego. Obciążenie percepcji realnych dochodów „w dół“ może również zwiększać żądania płacowe, które poprzez spiralę płacowo-cenową mogą doprowadzić do rzeczywistego wzrostu ogólnego poziomu cen (tzw. efekty drugiej rundy). Ponadto

powszechne zwiększenie postrzeganej inflacji, szczególnie w przypadku przypisywania jej przyczyn wprowadzeniu euro, może skutkować osłabieniem społecznego poparcia dla procesu integracji europejskiej.

Istotne odchylenie postrzeganej inflacji od oficjalnego wskaźnika dynamiki cen zanotowano w krajach strefy euro już w styczniu 2002 r., czyli w miesiącu, w którym dokonano wymiany waluty. Największa rozbieżność miała miejsce w styczniu 2003 roku, która w kolejnych latach stopniowo się zmniejszała. Tym niemniej, społeczne przekonanie w krajach strefy euro o inflacyjnych konsekwencjach wprowadzenia wspólnej waluty jest nadal silne. Wyniki badania opinii publicznej przeprowadzonego pięć lat po wymianie waluty (Komisja Europejska, 2006) wskazują, że takie przekonanie podziela znaczna większość obywateli (93%). Co ciekawe, rozkład poglądów nie jest warunkowy ze względu na kategorie społeczne takie jak: wiek, wykształcenie czy zawód. Znaczne różnice występują natomiast pomiędzy poszczególnymi państwami członkowskimi strefy euro. Największy odsetek społeczeństwa przypisujący wspólnej walucie zwiększenie ogólnego poziomu cen występuje w Hiszpanii, Grecji, Francji i we Włoszech (96-97%). Na tle innych krajów unii monetarnej zdecydowanie wyróżnia się Irlandia, w której „jedynie“ 71% obywateli podziela ten pogląd.

1.1.1 Czy rozbieżność między rzeczywistą i postrzeganą inflacją miała w ogóle miejsce?

Oczekiwania inflacyjne z okresu przed wymianą waluty nie wskazywały na możliwość powstania rozbieżności między inflacją postrzeganą a danymi urzędów statystycznych. W rezultacie, jej wystąpienie wywołało zaskoczenie wśród ekonomistów i przedstawicieli administracji państwowej. Od tego czasu przeprowadzono liczne badania nad zjawiskiem „iluzji euro“, jego przyczynami, determinantami jego natężenia oraz implikacjami dla gospodarki.

Wyniki większości badań nad istnieniem „efektu euro“ potwierdziły, że po wprowadzeniu nowej waluty odczuwany przez społeczeństwo wzrost ogólnego poziomu cen znacznie przekraczał oficjalny wskaźnik inflacji raportowany przez urzędy statystyczne. Przykładowo, Aucremanne i in. (2007) na podstawie panelowych testów pierwiastka jednostkowego pozytywnie zweryfikowali hipotezę o załamaniu długookresowej relacji łączącej postrzeganą i oficjalną inflację we wszystkich krajach strefy euro. Rekursywne testy kointegracji wskazywały na maj 2002 r. jako datę załamania powyższej relacji. W grupie kontrolnej analogicznych zjawisk nie zaobserwowano. Fakt ten został zinterpretowany przez autorów jako argument potwierdzający, że załamanie omawianej zależności nastąpiło w wyniku wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego, a jego przyczyn upatrywano w obciążeniu percepcji konsumentów.

W niektórych pracach analizie poddano zagadnienie, czy rozbieżność między rzeczywistymi ruchami cen w gospodarce a ich społeczną percepcją miała w ogóle miejsce. W szczególności badano hipotezę, czy wystąpienie tej rozbieżności było zjawiskiem czysto statystycznym, wynikającym z konstrukcji oficjalnego wskaźnika inflacji lub stosowanej miary percepcji. Marini i in. (2004) postawili hipotezę, że rozbieżność ta powstała nie ze względu na błędy percepcji, ale w wyniku obciążenia oficjalnego wskaźnika

inflacji. Hipotezę nieobciążoności zweryfikowano na danych dla Włoch i Wielkiej Brytanii na podstawie podejścia zaproponowanego przez Nordhousa (1998). Polega ono na porównaniu zmian mediany dochodów (zdeflowanej poziomem cen konsumpcyjnych) i zmian postrzeganej przez gospodarstwa domowe własnej sytuacji finansowej. Wyniki badania wskazują, że do grudnia 2001 r. obciążenie oficjalnej inflacji było we Włoszech nieistotne statystycznie. Po wprowadzeniu euro oficjalna statystyka stała się obciążona. Wielkość obciążenia oszacowano na około -6 pkt. proc. Takiej zależności nie odnotowano dla Wielkiej Brytanii, w której euro nie zostało wprowadzone. Angelini i Lippi (2005) doszli jednak do odmiennych wniosków w zakresie wiarygodności oficjalnego wskaźnika dynamiki cen we Włoszech. W swoim badaniu porównali poziom cen przed i po wprowadzeniu euro na podstawie danych dotyczących popytu na pieniądź, aproksymowanego zagregowaną wielkością wypłat z bankomatów. W obu tych okresach nie zaobserwowano istotnych różnic w wielkości wypłat, co przemawia za wiarygodnością oficjalnych statystyk także po przyjęciu wspólnej waluty.

W odróżnieniu od głównego nurtu literatury, Dias i in. (2007) zakwestionowali na gruncie metodologicznym słusność przekonania o powstaniu, począwszy od 2002 r., rozbieżności między oficjalną inflacją a jej percepcją. Zdaniem autorów opracowania, błąd większości badań był związany z użyciem niewłaściwej miary postrzeganej inflacji. Powszechnie stosowany w literaturze wskaźnik wyliczany jest na podstawie danych z sondażu Komisji Europejskiej (*Business and Consumer Survey*) jako ważona różnica między odsetkiem respondentów, którzy wskazywali na wzrost ogólnego poziomu cen i tymi, którzy zaobserwowali spadek lub brak zmian w tym zakresie. Dias i in. (2007) wskazali, że ta standardowo stosowana miara (tzw. *balance statistics*) może być użyta do aproksymacji percepcji tylko wtedy, gdy inflacja jest stabilna, czyli gdy w procesie generującym dane nie występuje trend. W przeciwnym przypadku jej użycie jest nieprawidłowe. Zdaniem autorów, wskaźnik ten nie nadaje się zatem do badania wpływu wprowadzenia euro na percepcję inflacji, ponieważ nie uwzględnia okresu dezinflacji przed przyjęciem nowej waluty. Badanie kointegracji oficjalnego wskaźnika inflacji i zaproponowanej przez Dias i in. (2007) probabilistycznej miary percepcji opartej na metodzie Carlsona i Parkina nie wskazuje na załamanie relacji po przyjęciu euro.

Krytyki zastosowania *balance statistics* dokonał również Brachinger (2006). Podkreśla on, że wyznaczony przy pomocy tego wskaźnika poziom postrzeganej inflacji jest mierzony na innej skali niż dynamika cen raportowana przez urzędy statystyczne. W rezultacie, nie może on być porównywany z oficjalnym wskaźnikiem CPI, a kształtowanie się obu wielkości można przedstawić na wspólnym wykresie jedynie przy zastosowaniu dwóch różnych osi. Od odpowiedniego ich wyskalowania zależy to, czy obie wielkości wydają się być w dynamicznej równowadze czy nie. Zdaniem Brachingera (2006), skutkuje to takim dopasowywaniem skal, by uzyskać oczekiwany obraz zjawiska, czyli synchronizację obu zmiennych przed i powstanie pomiędzy nimi rozbieżności po wymianie waluty.

Brachinger proponuje alternatywne podejście do kwantyfikacji postrzeganej inflacji, oparte na teorii perspektywy Kahnemana i Tverskiego. Autor nie posługuje się pojęciem ceny, ale stratą lub zyskiem – czyli różnicą między aktualną ceną i ceną odniesienia. Co więcej, ocena tych różnic nie bazuje na ich wartości

absolutnej – straty są postrzegane jako wyższe od zysków przy tej samej wielkości bezwzględnej różnicy. Percepcja zależy również od częstotliwości występowania strat i zysków. Stworzony w ten sposób indeks IPI (*Index of Perceived Inflation*) co prawda wskazał na wzrost percepcji inflacji, ale jeszcze w 2001 r., czyli przed wprowadzeniem euro do obiegu gotówkowego. Analizując kształtowanie się indeksu na przestrzeni kilku lat, Brachinger doszedł do wniosku, że zjawisko to było skutkiem sytuacji gospodarczej w okresie 1999-2001. W latach 1999-2000, mianowicie, miały miejsce „wojny cenowe“ na rynku handlu detalicznego, które spowodowały obniżenie cen dóbr do tak niskiego poziomu, że w kolejnych latach musiała nastąpić ich korekta. Począwszy od 2001 r. ponadprzeciętny wzrost cen odnotowano w przypadku dóbr najczęściej kupowanych, co nie miało zbyt dużego wpływu na ogólny poziom cen ze względu na ich niewielką wagę w przeciętnym koszyku towarów i usług. Niemniej, poprzez mechanizmy psychologiczne opisane teorią perspektywy wpłynęło to silnie na percepcję inflacji. Efekty te nie były jednak związane przyczynowo z wprowadzeniem euro.

1.1.2 Przyczyny „iluzji euro“

Wymieniane w literaturze potencjalne determinanty nieproporcjonalnego wzrostu postrzeganej inflacji można podzielić na dwie zasadnicze grupy: (1) czynniki psychologiczne, leżące po stronie konsumentów i które można uznać za warunek konieczny tego zjawiska, oraz (2) ekonomiczne, które w tym kontekście można utożsamiać z warunkiem wystarczającym.¹

Mechanizmy psychologiczne, które przyczyniły się do powstania rozbieżności między inflacją a jej percepcją to w głównej mierze ograniczone możliwości przetwarzania informacji przez jednostkę. Jednym z przejawów tego zjawiska są trudności z przywyknięciem do nowego nominalnego poziomu cen, skutkujące nawykiem przeliczania cen do wielkości wyrażonych w walucie narodowej nawet wiele lat po wycofaniu jej z obiegu. Pięć lat po wymianie waluty takiego przeliczania nadal dokonywał znaczący odsetek obywateli strefy euro - 22% w przypadku drobnych zakupów i aż 40% przy okazji większych wydatków (Komisja Europejska, 2006). Konsekwencją takiego stanu rzeczy jest zakotwiczenie punktu odniesienia do porównań cenowych w okresie sprzed wielu lat. Co więcej, z racji czasu, jaki upłynął od wprowadzenia nowej waluty i niedoskonałej pamięci podmiotów prywatnych, cena odniesienia może podlegać obciążeniu. Ilustrują to wyniki badania z zakresu ekonomii behawioralnej autorstwa Cestari i in. (2007). W opracowaniu tym sprawdzono poprawność zapamiętanej przez Włochów ceny biletów do kina z okresu przed wprowadzeniem euro. Głównym wnioskiem z badania jest fakt zdecydowanego ujemnego obciążenia zapamiętanej przez respondentów ceny biletów. Okazało się, że jedynie 8% badanych wskazało na cenę zbliżoną do rzeczywistej. Większość (56%) wskazała na ceny, które w grudniu 2001 r. w ogóle nie występowały. Co ciekawe, modalna i średnia odpowiedzi były równe średnim cenom odpowiednio w roku 1987 i 1990.

¹Takie ujęcie potencjalnych przyczyn powstania rozbieżności między inflacją a jej społeczną percepcją jest pewnym uproszczeniem, ale oddaje charakter zjawiska. Mechanizmy psychologiczne, leżące u jego źródeł i uznawane za immanentną cechę konstrukcji ludzkiej psychiki (przynajmniej w kręgu kultury zachodniej), przy braku zewnętrznego bodźca nie doprowadziłyby bowiem do omawianych efektów. Czynniki natury ekonomicznej spełniły więc w tym przypadku funkcję katalizatora.

Kolejnym potencjalnym źródłem obciążenia percepcji jest stosowanie do przeliczeń cen przybliżonego zamiast oficjalnego (dokładnego) kursu wymiany. Przykładowo, korzystanie z prostych reguł konwersji w przypadku przeliczania cen z euro na wyrażone w markach niemieckich prowadzi do zawyżenia cen o około 2,3%.²

Nie bez znaczenia dla natężenia i uporczywości zaistniałej rozbieżności były również czynniki socjologiczne, takie jak określana na podstawie badań sondażowych szybkość adaptacji społeczeństwa do nowej waluty czy jej społeczna akceptacja. Wymownym argumentem na rzecz roli tych czynników jest porównanie natężenia „efektu euro“ we Włoszech i Irlandii, dokonane przez Del Missier i in. (2007). Wielkość popełnianych przez włoskich konsumentów błędów percepcji w zakresie dynamiki cen była znacznie większa niż w przypadku Irlandczyków, co związane jest z różnicą w stopniu adaptacji obywateli tych państw do nowej waluty. Okazało się bowiem, że jedynie 9% badanych Irlandczyków i aż 71% Włochów wciąż myślało w kategoriach starej waluty. W zakresie społeczno-demograficznych determinantów rozbieżności między inflacją i jej percepcją najczęściej istotne okazywały się wiek, wykształcenie, aprioryczny stosunek do euro, trudności w posługiwaniu się nową walutą oraz wiedza o aktualnej sytuacji gospodarczej, jak również o makro- i mikrodeterminantach inflacji (Stix, 2006 oraz Fluch i in., 2007).

Lamla i Rupprecht (2007) zwrócili ponadto uwagę na rolę intensywności (*volume*) i wydźwięku (*tone*) dyskursu medialnego na temat inflacji w nasileniu omawianych problemów. Po wprowadzeniu euro nagłaśniane przez media niekorzystne procesy cenowe doprowadziły do nadmiernego zwiększenia oczekiwań inflacyjnych.

W dużym stopniu przyczyną nieproporcjonalnego wzrostu postrzeganej inflacji w okresie po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego były specyficzne ruchy cen w gospodarce. W literaturze podkreśla się w szczególności związek między percepcją dynamiki ogólnego poziomu cen a inflacją towarów i usług najczęściej nabywanych - głównie żywności i paliw. Konsumentów wykazują tendencję do przypisywania tym ostatnim wyższego udziału w ponoszonych wydatkach niż wynikałoby to z ich wagi w reprezentatywnym koszyku, na podstawie którego wyliczany jest wskaźnik CPI czy HICP. Dzieje się tak ze względu na fakt, że w przypadku rzadziej nabywanych dóbr trwałego użytku, w danym okresie tylko niewielka część konsumentów dokona ich zakupu, zaś dla reszty osób dynamika cen tej kategorii nie ma w tym czasie znaczenia. Tym niemniej, jest ona uwzględniona w ogólnym koszyku. Co więcej, za produkty najczęściej nabywane konsumenci częściej płacą gotówką³ niż za dobra trwałego użytku, co również wpływa na ich percepcję. „Odliczając“ konkretną kwotę za pomocą banknotów i monet bardziej dostrzegamy występującą zmianę cen. Z tych względów towary i usługi najczęściej nabywane mają ponadproporcjonalny w stosunku do ich udziału w przeciętnych wydatkach konsumpcyjnych wpływ na postrzeganą dynamikę inflacji.

W okresie wokół wymiany waluty ceny towarów i usług najczęściej nabywanych charakteryzowały się

²Oficjalnym kursem konwersji było 1,95583 marki za euro, zaś powszechnie zaokrąglano go do 2 marek. Inne kraje szczególnie narażone na ten problem ze względu na poziom kursu konwersji to Włochy, Holandia i Hiszpania.

³Indeks tej kategorii dóbr zwany jest zwyczajowo „out-of-pocket“ („z kieszeni“).

relatywnie wysokim wzrostem dynamiki. W okresie od grudnia 2001 r. do stycznia 2002 r. wskaźnik inflacji tej kategorii dóbr wzrósł o 1,5 pkt. proc. (z 2,5% do 4%). Większość badań wskazuje na ten fakt jako na główną determinantę powstania rozbieżności między inflacją postrzeganą a wskaźnikiem wzrostu cen raportowanym przez urzędy statystyczne (przykładowo Dziuda i Mastrobuoni, 2005; Del Giovane i Sabbatini, 2006). Döhring i Mordonu (2007) nie potwierdzili jednak tego wniosku – w ich modelu panelowym dla całej strefy euro indeks cen często nabywanych towarów i usług ma mniejszy potencjał objaśniający niż indeks CPI.

Inne specyficzne dla okresu po wprowadzeniu euro efekty cenowe polegały na większej częstotliwości dostosowań cen niż w okresie przed wymianą waluty. Z jednej strony, były one średnio mniejsze niż w latach poprzedzających przyjęcie euro. Ponadto, zmiany cen były symetryczne w dół i w górę zarówno w zakresie częstotliwości, jak i skali (Baumgartner i in., 2005). W rezultacie, nie znalazły one odzwierciedlenia we wskaźniku inflacji. Z drugiej strony, zgodnie z teorią perspektywy wzrost cen silniej oddziałuje na percepcję niż równy co do wartości bezwzględnej spadek. W konsekwencji, w przypadku zwiększonej częstotliwości zmian cen - chociaż symetrycznych w górę i w dół - może mieć miejsce wzrost postrzeganej inflacji.

1.1.3 Społeczne i ekonomiczne implikacje rozbieżności między inflacją i jej percepcją

Zgodnie z teorią, wyższa postrzegana inflacja może skutkować zmniejszeniem dobrobytu jednostek z dwóch powodów: (1) ze względu na niedoszacowanie własnej siły nabywczej oraz (2) podejmowanie suboptymalnych decyzji konsumpcyjnych, podyktowanych odmiennym od rzeczywistego odczuwanym ograniczeniem budżetowym. Na poziomie zagregowanym oznaczałoby to mniejszy popyt, ze wszystkimi tego konsekwencjami dla wzrostu gospodarczego.

Krug i in. (2006) zbadali wpływ wprowadzenia euro na postrzegany przez gospodarstwa domowe ich własny dobrobyt. Badaniem objęto Niemcy i Wielką Brytanię. Dla obu krajów w okresie przed i po wprowadzeniu euro obliczono prawdopodobieństwo zadowolenia jednostek z własnej sytuacji materialnej. Okazało się, że przed wymianą waluty Niemcy, przy jednakowych dochodach, wykazywali średnio większą skłonność do zadowolenia niż Brytyjczycy. Po wprowadzeniu euro nastąpił wyraźny spadek satysfakcji w Niemczech - prawdopodobieństwo zadowolenia dla reprezentatywnej jednostki obniżyło się w tym okresie o 8 pkt. proc., zaś w Wielkiej Brytanii wzrosło o 1,5 pkt. proc. Wyniki badania wskazują również na istotnie większą skłonność do niezadowolenia wśród jednostek, które deklarowały trudności w konwersji cen.

Wyniki badań sondażowych wskazują, że niepewność obywateli krajów członkowskich strefy euro odnośnie do zmian cen po wymianie waluty przełożyła się na ograniczenia w ich wydatkach konsumpcyjnych (?). Dotyczyło to w szczególności niektórych kategorii towarów i usług. Przykładowo, w Niemczech obroty kin spadły w drugiej połowie 2002 r. o 11% r/r, zaś sektora gastronomicznego - o 9% r/r (Bundesbank, 2004). Eife i Maier (2007) doszli do wniosku, że spadki te nie były wynikiem zmian dynamiki popytu związanej z cyklem koniunkturalnym i można je przypisać „iluzji euro“.

1.2 Wpływ wprowadzenia euro na zachowanie przedsiębiorców

W zakresie badań nad wpływem przyjęcia wspólnej waluty na mechanizmy kształtowania cen przez przedsiębiorstwa najczęściej wymienia się następujące cztery czynniki jako przyczyny zaistniałych efektów cenowych: (1) przeniesienie kosztów wymiany na konsumentów; (2) lepkość cen, szczególnie w niektórych sektorach; (3) zaokrąglanie do tzw. cen atrakcyjnych oraz (4) koordynację oczekiwań firm, dotyczących zachowania konsumentów w warunkach spadku przejrzystości cen.

1.2.1 Koszty związane z wymianą waluty

W literaturze istnieje konsensus co do tego, iż pierwszy z wyżej wymienionych czynników miał niewielki wpływ na procesy cenowe. Szacunkowy koszt wymiany waluty był bowiem relatywnie niewielki. Wyniósł on około 0,3% rocznych obrotów handlu detalicznego w Belgii (Aucremanne i Cornille, 2001), 0,3% obrotów rocznych w przemyśle, 0,7% w handlu i 0,6% w sektorze usług we Francji (Attal-Toubert i in., 2002) oraz 1% obrotów w sektorze handlu detalicznego w Holandii (Folkertsma i in., 2002). Co więcej, część z tych kosztów została poniesiona jeszcze przed wprowadzeniem euro do obiegu gotówkowego.

1.2.2 Hipoteza „kosztów menu”

Wpływ sztywności nominalnych na efekty cenowe odzwierciedla hipoteza „kosztów menu”, zgodnie z którą dostosowania cenowe są kosztowne, chociażby ze względu na konieczność wymiany cenników. W rezultacie w większości branż zmiany cen są rzadkie. Modele teoretyczne przewidują, że w momencie wprowadzenia nowej waluty, która wiąże się z koniecznością zmiany nominalnego kwotowania cen, dostosowania cen dokona zwiększony odsetek firm. Symulacje na podstawie modeli teoretycznych wskazują również, że w przypadku prawdziwości hipotezy „kosztów menu” wystąpi „efekt horyzontalny”, zgodnie z którym na krótko przed wprowadzeniem nowej waluty odsetek przedsiębiorstw decydujących się na zmianę cen będzie niższy od średniej. W modelach identyfikowane są również sektory, w których omawiane efekty powinny mieć największe natężenie. Dotyczy to w szczególności sektora usług gastronomicznych, który odznacza się relatywnie dużą lepkością cen. Hipoteza „kosztów menu” zazwyczaj znajduje odzwierciedlenie w empirii (Angeloni i in., 2006, Gaiotti i Lippi, 2004, Hobijn i in., 2004), aczkolwiek nie we wszystkich badaniach (Ercolani i Dutta, 2006).

1.2.3 Zaokrąglanie do cen atrakcyjnych

Inflacyjne konsekwencje zaokrąglania cen w okresie wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego należały do głównych obaw społecznych związanych z tym wydarzeniem. Wyniki badań Eurobarometru wskazują,

że obawy te są obecne również wśród nowych członków UE.⁴ W przeciwieństwie do innych efektów cenowych, wynikających z lepkości cen czy koordynacji oczekiwań przedsiębiorców, wpływ zaokrągleń może być - przy pewnych założeniach - skwantyfikowany *ex ante* w sposób obiektywny. W związku z tym problematyka ta stała się przedmiotem analiz w wielu krajach jeszcze przed ich przystąpieniem do strefy euro. Wpływ efektu zaokrągleń na poziom cen został oszacowany m. in. dla gospodarki holenderskiej (Folkertsma, 2001), belgijskiej (Aucremanne i Cornille, 2001), włoskiej (Del Giovane i Sabbatini, 2008), hiszpańskiej (Álvarez i Jareño, 2001), portugalskiej (Santos i in., 2001) i polskiej ((Rozkrut i in., 2008)).

Głównym źródłem potencjalnego wzrostu cen w wyniku ich zaokrągleń w górę jest przeprowadzenie tego typu operacji w grupie tzw. cen atrakcyjnych. Mianem tym określane są ceny, które występują częściej niż ceny zwykłe ze względu na jeden z niżej wymienionych czynników.

Po pierwsze, do grupy cen atrakcyjnych zalicza się te, które pełnią w gospodarce rolę sygnałną. W przypadku wielu kategorii towarów i usług istnieje bowiem atrakcyjna cena modalna, która obniża koszt ponoszony przez konsumentów na rozeznanie się w strukturze cen i dokonywanie porównań cenowych.

Po drugie, do cen atrakcyjnych zaliczamy także te, które mają za zadanie wpłynąć na percepcję konsumentów w taki sposób, by nabywane dobra wydawały się tańsze niż to jest w rzeczywistości. Klasycznym przykładem jest cena z „końcówką” 99, która często nie jest odróżniana przez konsumentów od ceny kończącej się na 90. Tego typu ceny określa się mianem psychologicznych.

Po trzecie, wśród cen atrakcyjnych wyróżnia się również ceny ułamkowe, które pozwalają na szybsze przeprowadzanie transakcji ze względu na fakt, że do uiszczenia płatności lub wydania reszty potrzebna jest niewielka liczba monet lub banknotów. Do tej kategorii zalicza się także ceny okrągłe („*round prices*“), stosowane głównie w przypadku wysokich poziomów cen.

Wyżej omówione czynniki charakteryzujące ceny atrakcyjne sprawiają, że przypada na nie zdecydowana większość rozkładu częstości cen w gospodarce. Wymiana waluty prowadzi jednak do zmiany dotychczasowej struktury cen, w związku z czym ceny atrakcyjne przestają - przynajmniej w początkowym okresie - być dominującą kategorią. Zasadniczym pytaniem w tym kontekście jest to, na jak długi okres dostosowania te będą rozłożone oraz czy będą one miały charakter symetryczny czy też zaokrąglanie do cen atrakcyjnych będzie częściej dokonywane w górę. Inflacyjny scenariusz nie powinien być bowiem traktowany jako pewnik, gdyż możliwość powszechnego zaokrąglania cen w górę jest uwarunkowana szeregiem czynników, w tym określonymi przez popyt i podaż. Do najważniejszych determinant w tym zakresie należą: (1) stopień konkurencyjności rynków, (2) moment cyklu koniunkturalnego, na który przypada wymiana waluty, (3) stopień świadomości społecznej, (4) działalność organizacji konsumenckich i instytucji państwowych.

Zasadniczym problemem w ramach analizy wpływu zaokrągleń cenowych na wskaźnik inflacji jest poprawna identyfikacja cen atrakcyjnych. Możliwe są w tym zakresie dwa podejścia. Pierwsze z

⁴Według wyników Eurobarometru z listopada 2007 r. aż 80% Polaków uważa, że przyjęcie euro doprowadzi do wzrostu cen.

nich, które można określić mianem heurystycznego, zakłada, iż występujące w rzeczywistości ceny atrakcyjne odpowiadają tym postulowanym przez teorię. W szczególności są to ceny ułatwiające szybkie przeprowadzenie transakcji (aproxymowane na podstawie liczby monet lub banknotów niezbędnych do jej przeprowadzenia), zaś za ceny psychologiczne uznawane są te, których ostatnią cyfrą znaczącą (różną od zera) jest 9. Alternatywnym podejściem w tym zakresie jest identyfikacja cen, które występują w gospodarce istotnie częściej niż sąsiednie ze pomocą formalnej procedury zaproponowanej przez Folkertsma (2001) i rozwiniętej przez (Rozkrut i in., 2008).

Spośród symulacji przeprowadzonych przed wprowadzeniem wspólnej waluty do obiegu gotówkowego krajów strefy euro jedynie te dla gospodarki holenderskiej (Folkertsma, 2001), belgijskiej (Aucremanne i Cornille, 2001) i polskiej (Rozkrut i in., 2008) zostały oparte na formalnej procedurze identyfikacji cen atrakcyjnych. W przypadku Holandii, górna granica wielkości wpływu zaokrągleń na wskaźnik CPI wyniosła 0,74%, zaś na HICP 0,88% (Folkertsma, 2001). Wyniki badania wskazują, że niezależnie od sposobu podziału cen atrakcyjnych na psychologiczne i ułamkowe, uzyskane wyniki nie odbiegały znacząco od powyższych szacunków. Jedyna istotna różnica, polegająca na obniżeniu górnej granicy efektów cenowych (dla CPI i HICP odpowiednio o około 0,53% i 0,63%), wystąpiła w przypadku traktowania obu tych kategorii łącznie jako ceny atrakcyjne. Analiza efektów cenowych pokazała, że efekty zaokrągleń są najbardziej odczuwalne w przypadku produktów o najniższych cenach jednostkowych (wyniki wskazały na możliwość nawet dwucyfrowego wzrostu cen). W przypadku symetrycznego zaokrąglania cen w górę i w dół, wpływ na inflację byłby nieznacznie ujemny.

Wyniki uzyskane dla gospodarki belgijskiej (Aucremanne i Cornille, 2001) okazały się podobne do tych przedstawionych w badaniu Folkertsmy. Efekty cenowe zaokrągleń oszacowano na 0,54-0,72% wskaźnika CPI, przy czym w ramach analizowanych kategorii towarów i usług konsumpcyjnych największy wzrost cen mógłby wystąpić w przypadku żywności (około 1,25%).

Badanie dla Polski (Rozkrut i in., 2008) zostały przeprowadzone za pomocą najbardziej rozwiniętej metodologii identyfikacji cen atrakcyjnych oraz przy rozpatrzeniu różnych kursów konwersji. W zależności od rozpatrywanego scenariusza efekty cenowe kształtowały się od ok. 0% (w przypadku symetrycznego zaokrąglania w górę i w dół) do ok. 2,5% (dla najbardziej pesymistycznego scenariusza) wzrostu wskaźnika CPI. W ocenie autorów, w najbardziej prawdopodobnym wariantcie wzrost cen w wyniku wprowadzenia euro byłby krótkookresowy i wyniósłby ok. 1%. W badaniu dla polskiej gospodarki potwierdzono wyniki uzyskane przez Folkertsme, że znaczący (nawet dwucyfrowy) wzrost cen może wystąpić w przypadku produktów o najniższych cenach jednostkowych.

Symulacje przeprowadzone dla pozostałych krajów opierały się na bardzo uproszczonych, arbitralnych regułach zarówno w zakresie identyfikacji cen atrakcyjnych, jak i ich klasyfikacji. W przypadku Portugalii (Santos i in., 2001) maksymalny wpływ cenowych zaokrągleń na wskaźnik CPI został oszacowany na 0,23%, dla gospodarki hiszpańskiej (Álvarez i Jareño, 2001) na 1,7%⁵, zaś w przypadku gospodarki włoskiej

⁵Wynik ten jest obciążony również ze względu na użyte do symulacji zbiory danych - ceny pochodzące ze stron internetowych

(?) - na 1,0%.

Folkertsma i in. (2002) analizowali na podstawie danych ankietowych wpływ zaokrąglania cen na holenderski wskaźnik inflacji na miesiąc po wymianie waluty. Oszacowali go na około dwie trzecie łącznego wpływu wymiany, który wyniósł 0,3%. Glatzer i Rumler (2007) badali zjawisko zaokrąglania cen w Austrii w długim okresie. Okazało się, że po wprowadzeniu euro udział cen atrakcyjnych w strukturze cen ogółem spadł gwałtownie i dopiero z czasem stopniowo powrócił do poprzedniego poziomu. Oznacza to, że w Austrii zaokrąglanie do cen atrakcyjnych nie było zjawiskiem powszechnym.

1.2.4 Koordynacja oczekiwań przedsiębiorców

Występujące w niektórych sektorach (gastronomia, usługi, żywność) efekty cenowe są tłumaczone w literaturze poprzez bezpośrednie odwołanie do teorii mikroekonomii, tj. stopnia konkurencyjności rynków oraz prawdopodobieństwa koordynacji oczekiwań przedsiębiorców i zawiązania przez nich zmów cenowych. W okresie po wymianie waluty prawdopodobieństwo to powinno się, zgodnie z teorią, zwiększyć, gdyż przedsiębiorcy mogą oczekiwać, że konsumenci będą mieć trudności w rozeznaniu się w nowym nominalnym poziomie cen. Z racji tych trudności jednostki mogą nie zauważyć wzrostu cen i nie dostosować odpowiednio swojej konsumpcji. Ta dezorientacja może zostać wykorzystana przez przedsiębiorców poprzez nadmierne podniesienie poziomu cen.

Powyższe zależności zostały uwzględnione w pracy Adriani i in. (2006), w której zaproponowano model rynku gastronomicznego z niedoskonałą informacją i segmentacją na lokale zorientowane na turystów, na lokalnych mieszkańców i na obie kategorie klientów. Model wskazuje, że w okresie wymiany waluty wyższe tempo wzrostu cen powinno wystąpić w restauracjach zorientowanych na turystów. Ten typ klientów dysponuje bowiem niedoskonałą informacją⁶, co pozwala na skoordynowane podniesienie poziomu cen w lokalach dla nich przeznaczonych. Takiej możliwości nie mają restauracje dla ludności miejscowej, dysponującej znacznie pełniejszą informacją.

Również inni badacze wskazują na duży wpływ spadku przejrzystości cen na zachowanie przedsiębiorców. Mastrobuoni (2004) zauważa, że ograniczone możliwości przetwarzania informacji generują w przypadku wymiany waluty koszt dla konsumenta zarówno ze względu na konieczność przeliczania przez niego cen, jak i optymalizacji decyzji w warunkach niepewności. W związku z tym, jeśli koszt przeliczania cen z nowej waluty na starą jest wyższy niż spodziewana strata z konsumpcji według starego koszyka, jednostka kupuje według wzorców sprzed wymiany waluty bez względu na zmiany cen. Takie zachowanie stanowi zachętę dla firm do podnoszenia cen dóbr, w przypadku których przeliczanie nie jest dla konsumenta optymalnym zachowaniem.

jednego supermarketu oraz średnie (a nie jednostkowe) ceny dla kilkuset produktów, wyliczone przez Ministerstwo Finansów.

⁶W mikroekonomii posiadanie przez daną jednostkę informacji niedoskonałej jest równoznaczne z sytuacją, w której nie dysponuje ona pewnymi informacjami, które posiadają inne podmioty.

Również Ehrmann (2006) tłumaczy wzrost cen po wprowadzeniu euro koordynacją oczekiwań przedsiębiorców. Autor odwołuje się do teorii „racjonalnej pasywności“ (*rational inattention theory*). Zgodnie z nią, koszt pozyskania i przetwarzania informacji sprawia, że jej optymalny poziom niekoniecznie jest równy całemu możliwemu do zdobycia zbiorowi danych. Wymiana waluty przyczyniła się do zwiększenia tego kosztu dla konsumentów (konieczność przeliczania cen na walutę narodową celem porównania z wcześniejszymi cenami), co stanowi zachętę do posługiwania się prostymi regułami konwersji („regułą kciuka“), czyli zaokrągleniami w miejsce dokładnych kursów. Świadomość zjawiska „racjonalnej pasywności“ powinna zgodnie z teorią wpływać na oczekiwania przedsiębiorców dotyczące zachowania konsumentów i tym samym na decyzje odnośnie do wzrostów cen. Natężenie tych zjawisk mogło być, zdaniem Ehrmana, odmienne w różnych krajach strefy euro w zależności od stopnia „złożoności” (complexity) kursu konwersji waluty narodowej na euro⁷, a także mieć różny wpływ na zmiany poziomu cen poszczególnych dóbr ze względu na różną trudność i motywację konsumentów do stosowania oficjalnego kursu wymiany do przeliczania cen. Wyniki badania empirycznego wskazują, że „złożoność” kursu jest istotna w tłumaczeniu zróżnicowania wskaźników inflacji między krajami, ale tylko w kategoriach żywność i ubrania. Wynika to faktu, iż artykuły te są najczęściej kupowane w dużych ilościach i są relatywnie tanie. Z tych względów konsumenci są mniej skłonni do dokładnego porównywania ich cen w starej i nowej walucie. W krajach o najprostszych oraz najbardziej skomplikowanych kursach konwersji inflacja była relatywnie niższa niż w grupie odznaczającej się średnią ich złożonością. Wynikało to z faktu dość łatwego rozeznania się w nowych cenach przez ludność pierwszej grupy krajów oraz relatywnie częstszego korzystania z kalkulatorów w celu dokładnego przeliczenia cen (z racji dużych trudności w zastosowaniu uproszczonej reguły konwersji) w drugiej grupie.

Zgodnie z teorią ekonomii, koordynacja wzrostów cen byłaby bardziej prawdopodobna na rynkach o dużym stopniu koncentracji niż rynkach o bardzo wielu rozproszonych podmiotach. Wyniki badań w tym zakresie nie są jednak jednoznaczne. Dziuda i Mastrobuoni (2005) stwierdzili, że efekty cenowe wprowadzenia euro w sektorze handlu detalicznego były mniejsze na rynkach o większym stopniu koncentracji. Powodem tego zjawiska był fakt, że duże sieci handlowe sprzedają łatwiejsze do porównań produkty wystandaryzowane i są bardziej niż małe sklepy narażone na ryzyko utraty reputacji w przypadku relacji mediów na temat ich niekorzystnej dla konsumentów polityki cenowej. Z drugiej strony badania rynku gastronomicznego we Włoszech (Gaiotti i Lippi, 2004) wykazały większe prawdopodobieństwo zawiązania się zmów cenowych w przypadku problemów konsumentów z rozpoznaniem ruchów cen.

⁷Złożoność kursu Ehrmann definiuje jako trudność, z jaką przychodzi przeciętnemu konsumentowi przeliczenie cen z waluty wspólnej na narodową; klasyfikacji kursów dokonano w sposób arbitralny, bazując na pewnych stylizowanych faktach, dotyczących funkcjonowania umysłu (np. mnożenie uznano za łatwiejszą czynność niż dzielenie)

1.3 Konwergencja poziomów cen po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego

Trzeci nurt badań w zakresie efektów cenowych wprowadzenia euro dotyczy zjawisk długookresowych, takich jak konwergencja poziomów cen czy spadek uporczywości inflacji. Zagadnienia te są przede wszystkim związane ze zmianami strukturalnymi, w tym usztywnieniem kursu walutowego, redukcją kosztów transakcyjnych, zwiększeniem konkurencji i zmianą reżimu monetarnego. Tym niemniej, wśród czynników tłumaczących zmiany dynamiki konwergencji cen w literaturze uwzględniono również wprowadzenie wspólnej waluty do obiegu gotówkowego. Można bowiem przypuszczać, że wzrost cen zaobserwowany po tym wydarzeniu w poszczególnych krajach członkowskich był funkcją tzw. „luki cenowej“, czyli różnicy między poziomem cen w danym kraju i strefie euro jako całości.

Przed utworzeniem strefy euro w przyszłych jej krajach członkowskich występowały duże różnice w poziomach cen. W myśl teorii ekonomii, wspólna waluta redukuje te odstępstwa od prawa jednej ceny (*law-of-one-price*), które występują w krótkim okresie ze względu na lepkość cen i płynność kursu walutowego. Ze względu na te czynniki, relatywna cena danego dobra zmienia się pod wpływem ruchów nominalnego kursu. Jeśli gospodarki są zintegrowane, fakt ten zmniejsza efektywność rynku. Po przyjęciu euro i wyeliminowaniu ryzyka kursowego siły arbitrażowe powinny doprowadzić do wyrównywania poziomów cen.

Anderton i in. (2003) zanalizowali mikroekonomiczne aspekty tego procesu, badając zyski przedsiębiorstw przy różnym stopniu nasilenia zjawiska *pricing-to-market*⁸ w zależności od zmienności kursu walutowego. W przypadku doskonałej segmentacji rynków firma różnicuje na nich ceny w celu maksymalizacji zysków (strategia *pricing-to-market*), zaś w przypadku doskonale zintegrowanych rynków ustalana jest jedna cena. Różnica między zyskami przedsiębiorstwa w powyższych przypadkach jest funkcją kursu walutowego. Przy dużej zmienności kursu motywacją dla firm do dyskryminacji cenowej jest bardzo duża, natomiast spada wraz ze stabilizacją kursu. W rezultacie, utworzenie unii monetarnej może skutkować szybszą transmisją ruchów cen między krajami poprzez zmianę strategii cenowej przedsiębiorstw.

Przeprowadzone dotychczas badania empiryczne – być może w związku z krótkim okresem próby – nie wykazały jednak istotnego spadku dyspersji cen między krajami po przystąpieniu do unii walutowej. Chociaż wyniki badań Engla i Rogersa (2004) wskazują na spadek zróżnicowania cen w ramach krajów strefy euro w latach 1990-2003, faktu tego nie można przypisać wprowadzeniu wspólnej waluty. W rzeczywistości większość spadku dyspersji przypadła na pierwszą połowę lat dziewięćdziesiątych, zaś w latach 1998-2003 miał miejsce niewielki, choć statystycznie istotny wzrost wskaźnika dyspersji. Na brak konwergencji cen w wyniku wprowadzenia euro wskazują również Allington i in. (2005) oraz Baye i in. (2002).

Z drugiej strony, doświadczenia uprzednio obowiązujących porozumień odnośnie do stabilności kursów (unia walutowa Belgii i Luksemburgu oraz „blok marki”) wskazują na mniejszą dyspersję cen w ich

⁸Odmienne polityka cenowa na różnych rynkach.

obrębie niż między pozostałymi krajami (Mathä, 2003). Tym niemniej, z racji tego, że w latach dziewięćdziesiątych nastąpiła konwergencja poziomów cen w całej Unii Europejskiej (Engel i Rogers, 2004) i kraje przystępujące do strefy euro były już stosunkowo silnie zintegrowane (w momencie powstania unii monetarnej zróżnicowanie cen w jej obrębie nie było dużo wyższe niż w Stanach Zjednoczonych), niektórzy badacze poddawali w wątpliwość możliwość dalszego spadku dyspersji cen. Pewna część różnic cenowych wynika bowiem z czynników fundamentalnych – preferencji lokalnych konsumentów, struktury rynku, kosztów produkcji czy podatków. Niemniej odległości w obrębie strefy euro są mniejsze niż w Stanach Zjednoczonych, co ułatwia arbitraż i zmniejsza minimalną teoretyczną dyspersję, wynikającą z czynników fundamentalnych.

1.4 Instytucjonalne uwarunkowania efektów cenowych towarzyszących wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego

Polityka rządu w okresie wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego powinna mieć na celu: (1) zmniejszenie do minimum natężenia zjawiska „iluzji euro”, czyli zapobieganie nieproporcjonalnemu wzrostowi postrzeganej inflacji w stosunku do faktycznej dynamiki cen oraz (2) ograniczanie nieuzasadnionych fundamentami wzrostów cen, wykorzystujących „zagubienie” konsumentów.

Zjawisko rozbieżności oficjalnego wskaźnika inflacji i jej percepcji miało w krajach strefy euro poważne implikacje społeczne i gospodarcze. Döhring i Mordonu (2007) zwracają dodatkowo uwagę na znaczny stopień inercyjności postrzeganej inflacji. W rezultacie, łatwiejszym zadaniem dla władz jest zapobieganie jej nadmiernemu wzrostowi niż jej późniejsze niwelowanie.

Większość badaczy wśród środków przeciwdziałających „iluzji euro” proponuje wzmoczoną komunikację władz ze społeczeństwem. Z racji tego, że wzrost percepcji determinowany jest przez takie czynniki jak brak wiedzy o sytuacji gospodarczej i mechanizmach ekonomicznych oraz negatywny stosunek do nowej waluty, Fluch i in. (2007) widzą znaczącą rolę aktywnej działalności władz w zapobieganiu „iluzji euro”. Miałaby ona obejmować zwiększanie poziomu wiedzy ekonomicznej w społeczeństwie i zniechęcanie ludzi do myślenia w kategoriach starej waluty.

Döhring i Mordonu (2007) wskazują na znaczenie w kształtowaniu percepcji inflacji ruchów cen dóbr inwestycyjnych, w tym przede wszystkim cen nieruchomości. Z racji tego, że w okresie wprowadzania nowej waluty ludzie przejawiają skłonność do przypisywania temu wydarzeniu wszelkich efektów cenowych, zadaniem dla władz jest również uświadomienie odmienności wskaźnika cen konsumpcyjnych od cen, które mogą być – jak w przypadku nieruchomości – determinowane przez popyt inwestycyjny. Eife (2006) zauważa, że w okresie wokół wymiany waluty nastąpił wzrost stawek podatków (przede wszystkim w Niemczech), co przełożyło się na wzrosty cen pewnych dóbr, zaś w „świadomości społecznej” przypisane zostało wprowadzeniu euro.

Del Missier i in. (2007) zwracają na przykładzie Włochów i Irlandczyków uwagę na heterogeniczność społeczeństw w zakresie adaptacji do nowych warunków, w tym wypadku do nowej waluty. Z tego względu szczególnie w przypadku krajów, co do których istnieje obawa o wystąpienie trudności adaptacyjnych, badacze rekomendują podjęcie odpowiednich działań przez rządy na długo przed wymianą waluty. Powinny one obejmować w szczególności: (1) kampanie informacyjne aż do czasu, gdy wyniki badań sondażowych zaczną wskazywać na zanik trudności w posługiwaniu się nową walutą, (2) podwójne kwotowania cen, (3) możliwość automatycznego przeliczania cen w handlu internetowym, (4) zachęcanie konsumentów do korzystania ze specjalnych kalkulatorów. Środki te powinny być uprzednio testowane w ramach eksperymentów z ekonomii behawioralnej. Co więcej, Del Missier i in. (2007) wskazują na potrzebę badań nad nowymi środkami, które pomogłyby konsumentom w odzwyczajeniu się od nawyku przeliczania cen. Takim środkiem mogłaby być pomoc konsumentom w przyswojeniu sobie jeszcze przed wymianą orientacyjnych cen reprezentatywnych dóbr i usług wyrażonych w nowej walucie.

Szczególną rolę komunikacji, w tym stosowania zrozumiałego dla ogółu społeczeństwa języka, podkreśla Eife (2006). Przytacza on przykład Niemiec, gdzie rozbieżność między inflacją i jej społecznym postrzeganiem urosła do rangi poważnego problemu społecznego. Przyczyn takiego stanu rzeczy upatruje autor w: (1) braku koordynacji polityk władz niemieckich i jednogłośnego stanowiska odnośnie do przyczyn zaistniałych efektów, (2) zlekceważeniu obaw społeczeństwa dotyczących stabilności cen po wprowadzeniu nowej waluty oraz (3) „przyzwoleniu“ dla mediów do pełnienia roli instytucji informującej opinię publiczną o efektach cenowych.

Władze mogą zapobiec rzeczywistym efektom cenowym, wpływając zarówno na konsumentów, jak i przedsiębiorców. Folkertsma i in. (2002) wskazują na korelację między wielkością zwwyżek cenowych a otwartością przedsiębiorstw na zalecenia dotyczące podwójnego kwotowania cen, zaobserwowaną w Holandii już w pierwszym miesiącu po wymianie waluty. W grupie firm, która nie stosowała się do tych zaleceń (15% próby) ceny wzrosły aż o 3%, zaś w całej próbie wzrost ukształtował się na poziomie 1,4%.

Według Ehrmana (2006) podwójne kwotowanie ma największe znaczenie dla stabilności poziomu cen w zakresie najtańszej kategorii dóbr (żywność, ubrania), co do której konsumenci często nie stosują przeliczania i nie dostosowują nabywanego koszyka do zmian ich cen, co stanowi okazję dla firm do zwwyżek cenowych. Znaczenie tego środka zapobiegawczego jest szczególnie istotne w krajach o średnim stopniu złożoności kursu konwersji, jako że w przypadku kursów łatwych przeliczanie cen ma charakter niemal automatyczny, a w przypadku skomplikowanych konsumenci częściej używają kalkulatorów, co powoduje, że ceny są bardziej transparentne.

Glatzer i Rumler (2007) są z kolei zdania, że okres podwójnego kwotowania powinien być jak najkrótszy z tego względu, że przedłuża on czas powrotu cen do ich normalnej struktury, w której przeważają ceny atrakcyjne. Przed wprowadzeniem euro w przypadku wielu dóbr istniała „atrakcyjna“ cena modalna (Bundesbank, 2004). Ten typ cen pełni istotną rolę w gospodarce ze względów sygnalnych. Obniżają one bowiem koszt ponoszony przez konsumentów na rozeznanie się w strukturze cen. Po wymianie waluty ze

względem na obostrzenia w zakresie zaokrąglania dyspersja cen pewnych dóbr w gospodarce gwałtownie się zwiększyła. Zdaniem Glazera i Rumlera (2007), ceny i tak zostaną zaokrąglone do atrakcyjnych, więc przyjęta strategia jest jedynie odsunięciem dostosowania w czasie i prowadzi do niekorzystnego dla gospodarki „zagubienia“ konsumentów.

Eife (2006) uważa, że zróżnicowanie natężenia efektów cenowych w różnych krajach strefy euro można wytłumaczyć zastosowaniem odmiennych strategii zapobiegawczych. Zauważa on, że w grupie krajów, w których podwójne kwotowanie było obowiązkowe (Finlandia, Portugalia, Austria, Grecja) wpływ wprowadzenia euro na poziom cen był albo nieistotny, albo nieznaczny. Wśród pozostałych krajów strefy euro wielkość tego efektu była bardzo zróżnicowana – od dużego (Niemcy, Holandia) do nieistotnego (Belgia, Irlandia, Luksemburg). Wyniki badań dla tej ostatniej grupy krajów wskazują na to, że podwójne kwotowanie nie jest warunkiem koniecznym przeciwdziałania nadużyciom cenowym – wystarczy jedynie stworzyć środowisko prawne, w którym podnoszenie cen byłoby nieopłacalne. Na przykład w Belgii władze zapowiedziały, że jeśli przedstawianie cen w obu walutach nie stanie się powszechnym procederem, zostanie wydany odpowiedni nakaz prawny. Strategia ta okazała się skuteczna.

Z kolei Niemcy, zdaniem Eife (2006), doświadczyły największych zwyżek cenowych ze względu na zakaz podwójnego kwotowania wydany już dwa miesiące po wymianie waluty. Autor jest zdania, że nie tyle sam zakaz, co czas jego wprowadzenia był niewłaściwy. Problem z podwójnym kwotowaniem polega na tym, że ludzie często nie zwracają w ogóle uwagi na ceny wyrażone w nowej walucie, więc po pewnym czasie pożądane jest odzwyczajanie ich od starego nominalnego poziomu cen poprzez zakaz przedstawiania cen w wycofanej walucie.

Jako wzór dla przyszłych członków strefy euro Eife przedstawia zachowanie władz Austrii. Kraj ten był pierwszym, który wprowadził nakaz podwójnego kwotowania wszystkich cen (na trzy miesiące przed wymianą), również w materiałach promocyjnych lub na rachunkach. W Finlandii, w której również obowiązywał nakaz, efekty cenowe były większe, gdyż był on wprowadzony zbyt późno (w momencie wymiany waluty). W Austrii nawet kolejność cen w obu walutach na etykietach była urzędowo określona, by wyeliminować niebezpieczeństwo pomyłki konsumentów. Nakaz obowiązywał do końca lutego 2002 roku, ale mógł być przedłużony. Przewidziano również kary za łamanie nakazu lub posługiwanie się niewłaściwym kursem konwersji. Wprowadzono także ustawowy zakaz „nieuzasadnionego ekonomicznie” podnoszenia cen, który miał działanie głównie psychologiczne. Zachowania firm w zakresie polityki cenowej były monitorowane przez władze, działały również specjalne infolinie dla konsumentów. Tym niemniej, nawet władze Austrii nie ustrzegły się pewnych błędów. Dotyczyły one przede wszystkim braku zakazu podwójnego kwotowania po pewnym czasie, gdyż przedłużyło to okres dochodzenia cen w gospodarce do ich poprzedniej struktury (Eife, 2006, Glatzer i Rumler, 2007).

2 Badanie empiryczne

Dokonany przegląd literatury pokazuje, że spośród efektów wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego szczególnie głębokiej analizie poddano przyczyny wystąpienia rozbieżności pomiędzy inflacją postrzeganą a wskaźnikami cen raportowanymi przez urzędy statystyczne. Zaskakujące jest natomiast bardzo pobieżne potraktowanie analizy efektów cenowych netto zamiany waluty narodowej na euro. W szczególności przedstawionym szacunkom Eurostatu nie towarzyszyła niestety publikacja żadnego szczegółowego badania, które mogłoby potwierdzić zasadność uzyskanych wyników. W rezultacie, niniejsze opracowanie ma na celu wypełnienie tej luki i przeprowadzenie kompleksowej empirycznej analizy na temat faktycznych efektów cenowych wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego.

2.1 Cel badania

Celem przeprowadzonego badania empirycznego jest weryfikacja stawianych w literaturze przedmiotu hipotez odnośnie do wpływu wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego na zmiany w poziomie cen krajów strefy euro, przyczyn zaistniałych efektów, a także determinant ich zróżnicowanego natężenia w poszczególnych krajach. W szczególności, wyniki badania pozwalają uzyskać odpowiedzi na następujące pytania:

- Czy przy kontroli popytowych i podaźowych determinant inflacji wprowadzenie euro do obiegu gotówkowego miało istotny wpływ na inflację w krótkim oraz średnim okresie?
- Czy wprowadzenie euro do obiegu gotówkowego przyczyniło się do przyspieszenia procesu konwergencji poziomów cen w krajach strefy euro?
- Jak kształtowały się efekty cenowe w ramach wybranych kategorii towarów i usług konsumpcyjnych?
- W jakim okresie skoncentrowane były ewentualne zmiany w poziomie cen (przed czy po wymianie waluty)?
- Czy efekty cenowe były skumulowane czy też rozłożone w czasie?
- Czy empiria potwierdza hipotezę kosztów menu?
- Czy nakaz podwójnej ekspozycji cen jest skutecznym narzędziem zapobiegania wzrostowi cen?

2.2 Metodyka

Efekty cenowe wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego zostały zbadane w ramach modelu inflacji poprzez uwzględnienie w zbiorze regresorów - obok postulowanych przez literaturę determinant tego

zjawiska - odpowiednich zmiennych sztucznych. Na podstawie ich istotności oraz wartości oszacowanych parametrów, weryfikacji poddane zostały sformułowane uprzednio hipotezy badawcze.

Ze względu na fakt, iż badaniem objęto grupę krajów o dużym stopniu homogeniczności (państwa członkowskie Unii Europejskiej), zasadne jest zastosowanie w analizie technik ekonometrii panelowej. Pozwalają one na większą efektywność estymacji w porównaniu do szacowania modelu oddzielnie dla każdej jednostki. Równocześnie - dzięki uwzględnieniu efektów indywidualnych - zmniejszają w porównaniu do modelu szacowanego dla wszystkich jednostek łącznie (tzw. model *pooled*) ryzyko obciążenia estymatora wynikające z pominięcia stałych w czasie dla poszczególnych jednostek zmiennych objaśniających. Oszacowany został model panelowy ze stałymi efektami indywidualnymi (tzw. model *one-way fixed effects*), co jest równoznaczne z przyjęciem założenia, iż kierunek i siła wpływu poszczególnych czynników na inflację nie różnią się istotnie pomiędzy krajami, zaś ewentualna heterogeniczność jest efektem niezmiennych w czasie, nieobserwowalnych czynników.

Konstrukcja modelu bierze również pod uwagę fakt, iż wprowadzenie euro nie we wszystkich krajach Unii Europejskiej (w 12 z 15) miało charakter naturalnego eksperymentu z grupą kontrolną. Podejście to - określane mianem *difference in difference* - pozwala na wnioskowanie na temat wpływu tego wydarzenia na gospodarkę krajów strefy euro na podstawie różnic między grupą badaną (czyli tą, która przystąpiła do unii walutowej) i kontrolną (która pozostała poza strefą euro) przed i po wymianie waluty. Z tego względu wprowadzone do modelu zmienne sztuczne przyjmują wartość różną od zera dla krajów członkowskich strefy euro. W ten sposób możliwe jest oszacowanie, o ile średnio różniła się dynamika cen w grupie badanej i kontrolnej po wprowadzeniu w tej pierwszej nowej waluty do obiegu gotówkowego.

Badaniem objęte zostało czternaście krajów członkowskich Unii Europejskiej (UE 15 bez Grecji, która została wyłączona z analizy ze względu na niedostępność części szeregów) w latach 1995 - 2006. Dane mają częstotliwość miesięczną. W rezultacie w każdej z wersji modelu na każdą jednostkę przypada ponad 100 obserwacji. Panel charakteryzuje się zatem małym wymiarem przestrzennym ($N = 14$ krajów) i dużym wymiarem czasowym ($T > 100$).

Jako zmiennej zależnej w modelu użyto inflacji HICP, a także tempa wzrostu cen towarów konsumpcyjnych, usług konsumpcyjnych, żywności i napojów bezalkoholowych, a także w kategorii restauracje i hotele oraz rekreacja i kultura.

Celem modelu jest oszacowanie wpływu „netto” wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego na dynamikę cen. W związku z tym ważnym zagadnieniem był odpowiedni dobór zmiennych kontrolnych, aby nie miało miejsca obciążenie estymatora, wynikające z pominięcia ważnych zmiennych objaśniających inflację. Z tego względu wśród regresorów uwzględnione zostały: luka popytowa⁹, cyklicznie skorygowane

⁹Ze względu na miesięczną częstotliwość danych luka popytowa aproksymowana była przez komponent cykliczny produkcji przemysłowej wyodrębniony ze zlogarytmowanego szeregu przy zastosowaniu filtru Christiano-Fitzgeralda. Dane dotyczące produkcji przemysłowej pochodzą z bazy danych Eurostatu.

saldo pierwotne sektora finansów publicznych¹⁰, względny poziom cen w stosunku do średniej w krajach Unii Europejskiej¹¹, tempo zmian cen ropy¹², jednostkowych kosztów pracy¹³ oraz nominalnego efektywnego kursu walutowego¹⁴.

Wszystkie zmienne użyte do szacowania modelu zostały poddane testom pierwiastka jednostkowego - zarówno indywidualnym, jak i panelowym (Levin-Lin-Chu (Levin i in., 2002) i Im-Pesaran-Shin (Im i in., 2003)). We wszystkich przypadkach hipoteza o niestacjonarności została odrzucona.

W pierwszym kroku oszacowany został model statyczny ze stałymi efektami indywidualnymi¹⁵ (LSDV - *Least Squares Dummy Variables*). Reszty modelu podlegają jednak silnemu procesowi autokorelacji, co jest prawdopodobnie efektem nieprawidłowej specyfikacji modelu, a mianowicie jego niezdynamizowania¹⁶. Z tego względu do modelu wprowadzone zostało pierwsze opóźnienie zmiennej zależnej. Dodatkowo, celem uwzględnienia efektu bazy do modelu włączono dynamikę poziomu cen w analogicznym okresie poprzedniego roku. Ostateczna postać modelu jest następująca:

$$hicp_{it} = \alpha_i + \gamma_1 hicp_{it-1} + \gamma_2 hicp_{it-12} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{it,j} + \sum_{l=1}^L \theta_l D_{it,l} + \delta nakaz_{it} + \varphi_{year} euro_{it}^{year} + \lambda_{year} I_{it}^{year} CPL_{it} + \vartheta_{it},$$

gdzie:

- $hicp_{it}$ inflacja (r/r) mierzona indeksem HICP; w modelu objaśniane są także inne zmienne (zobacz wyżej)
- $D_{it,l}$ jest zmienną binarną, przyjmującą wartość 1 w miesiącu lub roku l dla kraju będącego członkiem strefy euro oraz 0 w pozostałych przypadkach
- $nakaz_{it}$ jest zmienną binarną przyjmującą wartość 1 dla danego kraju w danym miesiącu, jeżeli obowiązywał w nim wówczas nakaz podwójnej ekspozycji cen
- $euro_{it}^{year}$ ($euro_{it}^{\geq year}$) przyjmuje wartość 1 dla krajów strefy euro w (lub począwszy od) roku $year$
- $I_{it}^{year} CPL_{it}$ ($I_{it}^{\geq year} CPL_{it}$) przyjmuje wartość względnego poziomu cen (CPL) dla danego kraju strefy euro w (lub począwszy od) roku $year$, co pozwala na uchwycenie ewentualnego przyspieszenia konwergencji cen po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego

¹⁰ ang. *Cyclically-Adjusted General Government Primary Balances*. Dane pochodzą z OECD i wyrażone są jako udział salda w PKB potencjalnym.

¹¹ ang. *Comparative Price Level (CPL)*. Dane pochodzą z Eurostatu. Dla dynamiki cen w poszczególnych kategoriach koszyka HICP przyporządkowano odpowiadające im kategorie CPL.

¹² Zmienna ta traktowana jest jako aproksymanta globalnych szoków podaźowych i przyjmuje dla danego okresu takie same wartości we wszystkich krajach.

¹³ ang. *Unit Labour Costs*. Dane pochodzą z OECD.

¹⁴ ang. *Nominal Effective Exchange Rate*. Dane pochodzą z Eurostatu.

¹⁵ Mimo iż ze względu na bardzo niską korelację zmiennych objaśniających z efektami indywidualnymi możliwe byłoby zastosowanie modelu z losowymi efektami indywidualnymi (*random effects*), efekty stałe wydają się lepszym rozwiązaniem ze względu na przedmiot badania - kraje członkowskie Unii Europejskiej trudno bowiem uznać za próbę losową pochodzącą z jakiejś populacji.

¹⁶ Przypuszczenie to zostało potwierdzone przez wyniki estymacji modelu dynamicznego, który to - w przeciwieństwie do statycznego - nie wykazywał autokorelacji.

- zmienne kontrolne oznaczono jako $x_{it,j}$.

W związku z tym, że ostateczna postać modelu ma charakter autoregresyjny, wybór odpowiedniej metody szacowania nie jest równie oczywisty, jak w przypadku modelu statycznego. Estymator LSDV jest bowiem dla modelu autoregresyjnego obciążony (tzw. obciążenie Hurwicza, Hurwicz, 1950; Nickell, 1981). Jest to związane z tym, że powyższa metoda polega na szacowaniu modelu klasyczną metodą najmniejszych kwadratów po uprzednim dokonaniu na danych tzw. transformacji *within*, polegającej na odjęciu od wartości danej zmiennej w danym okresie dla danej jednostki średniej wartości tej zmiennej we wszystkich okresach czasu dla tej jednostki:

$$y_{it} - \bar{y}_{it} = \gamma(y_{it-1} - \bar{y}_{it-1}) + \sum_{j=1}^k \beta_j(x_{it,j} - \bar{x}_{it,j}) + (\vartheta_{it} - \bar{\vartheta}_{it}),$$

gdzie:

$$\bar{y}_{it} = \frac{1}{T-1}(y_{i2} + \dots + y_{it} + \dots + y_{iT})$$

$$\bar{y}_{it-1} = \frac{1}{T-1}(y_{i1} + \dots + y_{it} + \dots + y_{iT-1})$$

$$\bar{x}_{it,j} = \frac{1}{T-1}(x_{i2,j} + \dots + x_{it,j} + \dots + x_{iT,j})$$

$$\bar{\vartheta}_{it} = \frac{1}{T-1}(\vartheta_{i2} + \dots + \vartheta_{it} + \dots + \vartheta_{iT}).$$

Mamy wówczas do czynienia z endogenicznością w modelu ze względu na występowanie korelacji między poddanym transformacji składnikiem losowym $\vartheta_{it} - \frac{1}{T-1}(\vartheta_{i2} + \dots + \vartheta_{it} + \dots + \vartheta_{iT})$ i przetransformowaną opóźnioną zmienną zależną $y_{it-1} - \frac{1}{T-1}(y_{i1} + \dots + y_{it} + \dots + y_{iT-1})$, a dokładniej między dwiema parami elementów: $\frac{-y_{it}}{T-1}$ i ϑ_{it} oraz $\frac{-\vartheta_{it-1}}{T-1}$ i y_{it-1} .

W przypadku niewielkiego wymiaru czasowego panelu endogeniczność skutkuje obciążeniem estymatora. Tym niemniej, wraz ze wzrostem długości panelu waga poszczególnych obserwacji w średniej wartości zmiennej dla danej jednostki spada, a więc obciążenie maleje do zera. Tym samym estymator jest zgodny wraz z T dążącym do nieskończoności. Nie jest on jednak zgodny wraz z N dążącym do nieskończoności. Rząd obciążenia estymatora LSDV wynosi $1/T$. Średnia liczba okresów przypadająca na jednostkę w panelu wykorzystanym w niniejszym badaniu przekracza 100, w związku z czym obciążenie Hurwicza nie powinno zaburzać wyników estymacji. Tym niemniej - dla kontroli wyników - model oszacowany został również przy użyciu dwóch innych estymatorów - uogólnionej metody momentów oraz LSDV z korektą na obciążenie wynikające z endogeniczności czynnika autoregresyjnego.

Celem eliminacji obciążenia estymatora LSDV, wynikającego z endogeniczności opóźnionej zmiennej zależnej powstały liczne techniki szacowania oparte na metodzie zmiennych instrumentalnych (IV - *instrumental variables*) lub uogólnionej metodzie momentów (GMM - *Generalized Method of Moments*), m.in. estymator zaproponowany przez Andersona i Hsiao (1981), Arellano i Bonda (1991) oraz Blundella

i Bonda (1998). Tym niemniej własności tych metod są asymptotyczne - są one dedykowane dla paneli, w których wymiar przestrzenny jest duży (dążący do nieskończoności). Z tego względu, uogólniona metoda momentów (w wersji zaproponowanej przez Arellano i Bonda (1991)¹⁷) służy w niniejszym badaniu jedynie kontroli wyników uzyskanych za pomocą estymatora LSDV. Polega ona na szacowaniu modelu na pierwszych różnicach:

$$y_{it} - y_{it-1} = \gamma(y_{it-1} - y_{it-2}) + \sum_{j=1}^k \beta_j(x_{itj} - x_{it-1j}) + (\vartheta_{it} - \vartheta_{it-1})$$

i instrumentowaniu zróżnicowanej opóźnionej zmiennej zależnej¹⁸ za pomocą wszystkich możliwych dla danego okresu opóźnień poziomów zmiennej zależnej.

Trzecią metodą szacowania wykorzystaną w niniejszym badaniu jest estymator LSDV skorygowany ze względu na obciążenie, wynikające z obecności w modelu czynnika autoregresyjnego (tzw. estymator LSDVC - *bias-corrected* LSDV), zaproponowany przez Kivietta (1995) i rozszerzony na przypadek panelu niebilansowanego przez Bruno (2005). Metoda ta została zaimplementowana w programie STATA przez Bruno (2005).

2.3 Wyniki

W Tabelach 1 - 12 podane zostały oszacowania parametrów modeli dla poszczególnych kategorii koszyka inflacji wraz ze statystyczną istotnością zmiennych (jedna gwiazdka oznacza istotność na poziomie 95%, zaś dwie gwiazdki - na poziomie 99%).¹⁹ Tabulogramy z wynikami estymacji wraz z pełną diagnostyką modeli znajdują się w aneksie ekonometrycznym. Wszystkie prezentowane modele charakteryzują się brakiem autokorelacji oraz znakami oszacowań parametrów zgodnymi z teorią ekonomii. Błędy standardowe modeli szacowane były metodą odporną na heteroskedastyczność i autokorelację reszt. W modelach użyto następujących nazw zmiennych:

- *hicp* - dynamika (r/r) ogólnego poziomu cen,

¹⁷Wybór tego właśnie estymatora podyktowany był dwoma względami. Po pierwsze, jest on efektywniejszy od estymatora Andersona i Hsiao (1981), w którym instrumentem dla zróżnicowanego pierwszego opóźnienia zmiennej zależnej $y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$ jest wyłącznie drugie opóźnienie tej zmiennej $y_{i,t-2}$. Z drugiej jednak strony, w przypadku danych charakteryzujących się dużym stopniem persystentności, poziomy (czyli instrumenty) mogą być słabo skorelowane z pierwszym przyrostem zmiennej (czyli zmienną instrumentowaną), co grozi obciążeniem estymatora (Blundell i Bond, 1998). Rozwiązaniem tego problemu jest użycie do szacowania modelu wersji estymatora GMM zaproponowanej przez Blundella i Bonda (1998), tzw. estymatora systemowego uogólnionej metody momentów (System-GMM), który polega na szacowaniu modelu z jednym równaniem na poziomach, zaś drugim na przyrostach zmiennych, w których instrumentami opóźnionej zmiennej zależnej są odpowiednio opóźnione przyrosty i poziomy. Tym niemniej, problem słabych instrumentów jest poważny w przypadku małego wymiaru czasowego panelu (Bond i in., 2001), co jednak nie ma miejsca w przypadku niniejszego badania.

¹⁸Zmienna ta jest endogeniczna ze względu na skorelowanie y_{it-1} z ϑ_{it-1} .

¹⁹Wyjątkiem jest metoda LSDVC, której wyniki podawane są bez ich statystycznej istotności, gdyż macierz wariancji-kowariancji estymatora nie jest wyliczana w sposób analityczny. Niemniej, tak długo jak oszacowania parametrów metodą LSDVC są praktycznie równe parametrom oszacowanym metodą LSDV, wystarczająca jest statystyczna istotność obliczona za pomocą tej ostatniej metody.

- goods - dynamika (r/r) cen towarów konsumpcyjnych,
- services - dynamika (r/r) cen usług konsumpcyjnych,
- food - dynamika (r/r) cen żywności i napojów bezalkoholowych,
- restaur - dynamika (r/r) cen w kategorii restauracje i hotele,
- rekreac - dynamika (r/r) cen w kategorii rekreacja i kultura,
- CPL - względny poziom cen (wobec średniej w Unii Europejskiej),
- $CPL_{\geq year}$ - zmienna przyjmująca wartość względnego poziomu cen począwszy od roku *year*,
- CPL_{year} - zmienna przyjmująca wartość CPL w roku *year*,
- nakaz - zmienna binarna przyjmująca wartość 1 w danym miesiącu dla danego kraju, jeżeli obowiązywał w nim nakaz podwójnej ekspozycji cen,
- fiscal_stance - cyklicznie skorygowane saldo pierwotne sektora finansów publicznych,
- oil - dynamika (r/r) cen ropy,
- NEER_t-6 - opóźniona o sześć miesięcy zmiana (r/r) nominalnego efektywnego kursu walutowego,
- output_gap - luka popytowa,
- ulc - dynamika (r/r) jednostkowych kosztów pracy,
- D_{month_year} - zmienna binarna przyjmująca wartość 1 dla krajów członkowskich strefy euro w miesiącu *month* roku *year*,
- D_{year} - zmienna binarna przyjmująca wartość 1 dla krajów strefy euro w roku *year*.

Oszacowania modelu z inflacją HICP jako zmienną zależną (Tabela 1 i 2) wskazują, iż w średnim okresie wprowadzenie wspólnej waluty do obiegu gotówkowego przeciętnie nie miało istotnego wpływu na dynamikę cen ani proces konwergencji nominalnej. Tym niemniej w okresie kilku miesięcy wokół wymiany waluty w krajach członkowskich strefy euro wystąpiły proinflacyjne czynniki niezwiązane z fundamentami i nie mające miejsca w pozostałych krajach UE. Część wzrostu cen, który w tym przypadku można przypisać „gotówkowemu“ euro miała miejsce jeszcze przed jego wprowadzeniem, tj. pod koniec 2001 roku. Kumulacja efektów cenowych nastąpiła jednak w styczniu 2002 r., czyli w pierwszym miesiącu funkcjonowania nowej waluty w obiegu. W miesiącu tym efektu cenowe wprowadzenia euro doprowadziły do wzrostu inflacji o ponad 0,6 pkt. proc. W kolejnych miesiącach podobnych efektów nie odnotowano. Co więcej, oszacowania parametrów wskazują, iż około połowy 2002 r. mogła mieć miejsce nieznaczna korekta uprzedniego wzrostu cen.

Ważnym wnioskiem z badania jest skuteczność (w przypadku inflacji HICP) nakazu podwójnej ekspozycji cen w ograniczaniu efektów cenowych związanych z wymianą waluty. W krajach, w których ten nakaz obowiązywał, przyczynił się on do obniżenia dynamiki cen przeciętnie o około 0,15 pkt. proc.

Tabela 1 Wyniki estymacji modelu z efektami krótkookresowymi dla inflacji HICP

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
hicp_t-1	0.9072**	0.9072**	0.9167
hicp_t-12	-0.0444**	-0.0444**	-0.0389
CPL	-0.0090*	-0.0090**	-0.0090
CPL>2002	-0.0027	-0.0027	-0.0028
euro>2002	0.2829	0.2829	0.3020
nakaz	-0.1489**	-0.1489**	-0.1493
fiscal_stance	-0.0205*	-0.0205*	-0.0201
oil	0.0014**	0.0014**	0.0014
NEER_t-6	-0.0280*	-0.0280**	-0.0280
output_gap	0.0118*	0.0118**	0.0111
ulc	0.0152*	0.0152*	0.0152
cons.	1.1975**		

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
D_07_2001	-0.1534	-0.1534	-0.1544
D_08_2001	-0.0538	-0.0538	-0.0527
D_09_2001	-0.0167	-0.0167	-0.0160
D_10_2001	0.1225*	0.1225**	0.1233
D_11_2001	-0.0702	-0.0702	-0.0695
D_12_2001	0.1969	0.1969*	0.2021
D_01_2002	0.6268**	0.6268**	0.6276
D_02_2002	-0.0175	-0.0175	-0.0215
D_03_2002	0.0212	0.0212	0.0195
D_04_2002	0.0302	0.0302	0.0270
D_05_2002	-0.1869*	-0.1869*	-0.1919
D_06_2002	-0.1299	-0.1299	-0.1308

Źródło: Opracowanie własne

Tabela 2 Wyniki estymacji modelu z efektami średniokresowymi dla inflacji HICP

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
CPL	-0.0086*	-0.0086*	-0,00870
CPL_2001	0.0025	0.0025	0,00254
CPL_2002	0.0005	0.0005	0,00051
CPL_2003	0.0002	0.0002	0,00021
CPL_2004	-0.0006	-0.0006*	-0,00062
CPL_2005	-0.0001	-0.0001	-0,00010
CPL_2006	0.0004	0.0004	0,00041
D_2001	-0.1534	-0.1534	-0,15630
D_2002	0.0773	0.0773	0,07477
D_2003	0.0166	0.0166	0,01459
D_2004	0.0846	0.0846	0,08619
D_2005	-0.0057	-0.0057	-0,00113
D_2006	-0.0222	-0.0222	-0,02010

Źródło: Opracowanie własne

W przypadku usług, w średnim okresie również nie nastąpiło przyspieszenie inflacji w krajach strefy euro względem pozostałych krajów UE. Podobnie, wprowadzenie „gotówkowego“ euro nie przyczyniło się do przyspieszenia tempa konwergencji poziomów cen usług. Tym niemniej w krajach przyjmujących wspólną walutę wystąpiły krótkookresowe efekty cenowe. Były one jednak rozłożone w czasie - miały miejsce już we wrześniu 2001 r. i ciągnęły się do połowy 2002 r. W odróżnieniu od zagregowanego wskaźnika HICP, w przypadku usług kumulacja efektów cenowych nie miała miejsca w styczniu 2002 r., tj. pierwszym miesiącu obowiązywania nowej waluty w obiegu gotówkowym. Nakaz podwójnej ekspozycji cen tym razem okazał się nieistotny.

Tabela 3 Wyniki estymacji modelu z efektami krótkookresowymi dla kategorii usług konsumpcyjnych

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
services_t-1	0.9121**	0.9121**	0.9237
services_t-12	-0.0381**	-0.0381**	-0.0267
CPL	0.0012	0.0012	0.0001
CPL_{≥2002}	-0.0031	-0.0031	-0.0031
euro_{≥2002}	0.3038	0.3038	0.2837
nakaz	-0.0675	-0.0675	-0.0661
fiscal_stance	-0.0111	-0.0111	-0.0133
oil	-0.0002	-0.0002	-0.0002
NEER_t-6	-0.0146	-0.0146	-0.0145
output_gap	0.0135	0.0135*	0.0138
ulc	0.0161	0.0161	0.0153
cons.	0.2117		

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
D_07_2001	0.0576	0.0576	0.0554
D_08_2001	-0.0075	-0.0075	-0.0097
D_09_2001	0.1618*	0.1618**	0.1614
D_10_2001	0.2809**	0.2809**	0.2794
D_11_2001	0.1266	0.1266*	0.1236
D_12_2001	0.0904	0.0904	0.0852
D_01_2002	0.2767	0.2767*	0.2832
D_02_2002	0.0832	0.0832	0.0866
D_03_2002	0.3198**	0.3198**	0.3240
D_04_2002	-0.1379	-0.1379	-0.1395
D_05_2002	0.2397*	0.2397*	0.2413
D_06_2002	0.1168	0.1168*	0.1164

Źródło: Opracowanie własne

Tabela 4 Wyniki estymacji modelu z efektami średniookresowymi dla kategorii usług konsumpcyjnych

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
CPL	0.0011	0.0011	.0005612
CPL_2001	0.0000	0.0000	.0001512
CPL_2002	-0.0050	-0.0050	-.0049556
CPL_2003	-0.0006	-0.0006	-.0006584
CPL_2004	-0.0078	-0.0078*	-.0077572
CPL_2005	-0.0043	-0.0043	-.0040944
CPL_2006	-0.0002	-0.0002	-.0000875
D_2001	0.1382	0.1382	.1188308
D_2002	0.6610	0.6610	.6424963
D_2003	0.1008	0.1008	.1050613
D_2004	0.8335	0.8335*	.8247052
D_2005	0.4077	0.4077	.3798603
D_2006	-0.0009	-0.0009	-.0168084

Źródło: Opracowanie własne

W odczuciu społecznym obywateli wielu krajów strefy euro największe natężenie efektów cenowych związanych w wprowadzeniu wspólnej waluty do obiegu gotówkowego miało miejsce w zakresie gastronomii i hotelarstwa. Wyniki badania wskazują, iż krótkookresowe efekty były w tej kategorii usług rzeczywiście istotne. Były one rozłożone na kilka miesięcy wokół wymiany waluty - począwszy od października 2001 r. Kumulacja nastąpiła w styczniu 2002 r., kiedy to efekt cenowy wyniósł średnio około 0,88 pkt. proc. W kolejnych miesiącach nie miała miejsce korekta wzrostów, w związku z czym przyjęcie euro przyczyniło się do wzrostu inflacji w kategorii restauracje i hotele o 0,95 pkt. proc. w 2002 r. Obowiązujące nakazy podwójnej ekspozycji cen okazało się jednak zmniejszać efekty cenowe średnio o 0,3 pkt. proc.

Oszacowania modelu negatywnie weryfikują hipotezę „kosztów menu“, która zgodnie z teorią powinna w szczególności znaleźć potwierdzenie w kategorii „restauracje i hotele“, gdyż ten sektor odznacza się znaczną lepkością cen. Mimo relatywnie dużych efektów krótkookresowych w średnim okresie „gotówkowe“ euro wydaje się nie mieć wpływu na procesy cenowe w tej kategorii usług.

Tabela 5 Wyniki estymacji modelu z efektami krótkookresowymi dla kategorii restauracje i hotele

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
restaur_t-1	0.8388**	0.8388**	0.8509
restaur_t-12	-0.0657**	-0.0657**	-0.0579
CPL	0.0001	0.0001	0.0002
CPL\geq2002	-0.0026	-0.0026	-0.0029
euro\geq2002	0.2862	0.2862	0.2936
nakaz	-0.2923*	-0.2923**	-0.2892
fiscal_stance	-0.0172	-0.0172	-0.0188
oil	-0.0001	-0.0001	-0.0001
NEER_t-6	-0.0001	-0.0001	0.0255
output_gap	0.0217*	0.0217**	0.0221
ulc	0.0371	0.0371	0.0366
cons.	0.6037		

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
D_07_2001	0.1884	0.1884	0.1866
D_08_2001	0.1167	0.1167	0.1155
D_09_2001	0.0329	0.0329	0.0324
D_10_2001	0.2763*	0.2763*	0.2758
D_11_2001	0.1946*	0.1946*	0.1945
D_12_2001	0.0477	0.0477	0.0431
D_01_2002	0.8797**	0.8797**	0.8971
D_02_2002	0.2451	0.2451	0.2529
D_03_2002	0.4466*	0.4466**	0.4561
D_04_2002	0.1086	0.1086	0.1123
D_05_2002	0.5011*	0.5011**	0.5072
D_06_2002	0.2906**	0.2906**	0.2938

Źródło: Opracowanie własne

Tabela 6 Wyniki estymacji modelu z efektami średniokresowymi dla kategorii restauracje i hotele

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
CPL	0.0001	0.0001	.0001142
CPL_2001	-0.0033	-0.0033	-.0034086
CPL_2002	-0.0041	-0.0041	-.0043023
CPL_2003	-0.0038	-0.0038	-.0042163
CPL_2004	-0.0166*	-0.0166*	-.0168128
CPL_2005	-0.0044	-0.0044	-.0046444
CPL_2006	-0.0013	-0.0013	-.0015208
D_2001	0.4759	0.4759	.4938494
D_2002	0.9535*	0.9535*	.9740724
D_2003	0.5307	0.5307	.5731583
D_2004	1.7160*	1.7160*	1.745763
D_2005	0.3865	0.3865	.4174493
D_2006	0.0686	0.0686	.1039

Źródło: Opracowanie własne

Usługi w zakresie rekreacji i kultury były wymieniane przez Eurostat jako te, w których efekty cenowe wprowadzenia euro należały do największych. Tym niemniej, wyniki badania wskazują, iż ani w krótkim, ani w średnim okresie przyjęcie wspólnej waluty nie przyczyniło się do wzrostu inflacji w tej kategorii.

Tabela 7 Wyniki estymacji modelu z efektami krótkookresowymi dla kategorii rekreacja i kultura

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
rekreac_t-1	0.8822**	0.8822**	0.8923
rekreac_t-12	-0.0911**	-0.0911**	-0.0831
CPL	0.0200	0.0200	0.0171
CPL \geq 2002	-0.0093	-0.0093	-0.0075
euro \geq 2002	0.9510	0.9510	0.7423
nakaz	0.0545	0.0545	0.0564
fiscal_stance	-0.0562	-0.0562*	-0.0511
oil	-0.0017	-0.0017	-0.0017
NEER_t-6	0.0476	0.0476	0.0480
output_gap	-0.0016	-0.0016	-0.0019
ulc	-0.0003	-0.0003	0.0000
cons.	-1.3538		

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
	-0.4046	-0.4046	-0.4135
D_08_2001	-0.0488	-0.0488	-0.0572
D_09_2001	0.0853	0.0853	0.0770
D_10_2001	0.3930	0.3930	0.3808
D_11_2001	-0.2380	-0.2380	-0.2574
D_12_2001	0.3369	0.3369	0.3211
D_01_2002	0.1779	0.1779	0.1761
D_02_2002	0.0779	0.0779	0.0748
D_03_2002	0.2340	0.2340	0.2323
D_04_2002	-0.4259	-0.4259	-0.4299
D_05_2002	0.1992	0.1992*	0.2034
D_06_2002	0.1660	0.1660	0.1700

Źródło: Opracowanie własne

Tabela 8 Wyniki estymacji modelu z efektami średniookresowymi dla kategorii rekreacja i kultura

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
CPL	0.0190	0.0190	.0158384
CPL_2001	-0.0095	-0.0095	-.0073722
CPL_2002	-0.0135	-0.0135	-.0099871
CPL_2003	-0.0023	-0.0023	.0008423
CPL_2004	-0.0120	-0.0120	-.0108262
CPL_2005	-0.0193	-0.0193	-.0170572
CPL_2006	-0.0233	-0.0233	-.0201121
D_2001	1.0980	1.0980	.8623057
D_2002	1.3919	1.3919	.9910185
D_2003	0.4065	0.4065	.0485518
D_2004	1.3144	1.3144	1.14523
D_2005	2.0935	2.0935	1.824992
D_2006	2.3045	2.3045	1.946892

Źródło: Opracowanie własne

Inne wnioski niż w przypadku usług wynikają z oszacowania modelu z dynamiką cen towarów konsumpcyjnych jako zmienną zależną. W okresie po wprowadzeniu wspólnej waluty do obiegu gotówkowego w krajach strefy euro wystąpiły czynniki (nie zawierające się wśród zmiennych kontrolnych), które istotnie oddziaływały w kierunku wzrostu dynamiki cen towarów: w okresie 2002 - 2006 średnio o 1,4 pkt. proc, zaś w poszczególnych latach nawet o ponad 2 pkt. proc. Efekt ten był silniejszy w krajach o niższym względnym poziomie cen.

W krótkim okresie wokół wymiany waluty, efekty cenowe w przypadku cen towarów konsumpcyjnych były nieco większe i bardziej skumulowane w czasie niż dla inflacji HICP. W grudniu 2001 r. przyczyniły się

one do wzrostu inflacji w krajach strefy euro przeciętnie o ponad 0,3 pkt. proc, zaś w pierwszym miesiącu obowiązywania nowej waluty - o około 0,76 pkt. proc. Podobnie jak w przypadku inflacji HICP nakaz podwójnej ekspozycji cen okazał się skutecznym instrumentem ograniczającym inflację towarów - średnio o 0,18 pkt. proc.

Tabela 9 Wyniki estymacji modelu z efektami krótkookresowymi dla kategorii towarów konsumpcyjnych

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
goods_t-1	0.8661**	0.8661**	0.8762
goods_t-12	-0.0854**	-0.0854**	-0.0816
CPL	-0.0056	-0.0056	-0.0056
CPL≥2002	-0.0138**	-0.0138**	-0.0139
euro≥2002	1.4151**	1.4151**	1.4496
nakaz	-0.1831*	-0.1831*	-0.1839
fiscal_stance	-0.0361*	-0.0361*	-0.0357
oil	0.0025**	0.0025**	0.0025
NEER_t-6	-0.0335	-0.0335	-0.0342
output_gap	0.0254*	0.0254**	0.0246
ulc	0.0335**	0.0335**	0.0335
cons.	0.8690		

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
D_07_2001	-0.2112	-0.2112	-0.2102
D_08_2001	-0.0057	-0.0057	-0.0009
D_09_2001	0.0227	0.0227	0.0274
D_10_2001	0.1323	0.1323	0.1384
D_11_2001	-0.1089	-0.1089	-0.1018
D_12_2001	0.3132*	0.3132**	0.3279
D_01_2002	0.7573**	0.7573**	0.7532
D_02_2002	-0.0343	-0.0343	-0.0442
D_03_2002	-0.0823	-0.0823	-0.0895
D_04_2002	0.1842	0.1842	0.1771
D_05_2002	-0.4067**	-0.4067**	-0.4171
D_06_2002	-0.2218	-0.2218*	-0.2246

Źródło: Opracowanie własne

Tabela 10 Wyniki estymacji modelu z efektami średniookresowymi dla kategorii towarów konsumpcyjnych

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
CPL	-0.0049	-0.0049	-.0047324
CPL_2001	-0.0026	-0.0026	-.0027489
CPL_2002	-0.0098**	-0.0098**	-.009966
CPL_2003	-0.0124**	-0.0124**	-.0125526
CPL_2004	-0.0256**	-0.0256**	-.0257191
CPL_2005	-0.0216**	-0.0216**	-.0217259
CPL_2006	-0.0204**	-0.0204**	-.0204517
D_2001	0.4767	0.4767	.4965221
D_2002	1.1723**	1.1723**	1.198171
D_2003	1.3375**	1.3375**	1.352329
D_2004	2.6168**	2.6168**	2.634189
D_2005	2.2292**	2.2292**	2.254472
D_2006	2.1723**	2.1723**	2.192516

Źródło: Opracowanie własne

Średniookresowych efektów cenowych, które wystąpiły w przypadku zagregowanej kategorii towarów, nie odnotowano w dla żywności. Niemniej, miały one miejsce w 2001 i 2003 r., przy czym poziom cen względnych nie odgrywał wtedy istotnej roli.

Odnosnie do efektów krótkookresowych, w przypadku cen żywności wystąpił bardzo silny „efekt stycznia” - przyjęcie euro przyczyniło się wtedy do wzrostu dynamiki cen średnio o 1,1 pkt. proc. Jest to spójne z wynikami badań wskazującymi, że zaokrąglenia cen mogą prowadzić do istotnego wzrostu inflacji w przypadku produktów o niskiej cenie jednostkowej, a do tej kategorii zaliczanych jest wiele produktów żywnościowych. Tym niemniej już w kolejnym miesiącu nastąpiła istotna korekta inflacji tej kategorii na poziomie 0,33 pkt. proc. Nakaz podwójnej ekspozycji cen okazał się tym razem nieskutecznym narzędziem ograniczania nieuzasadnionych fundamentami wzrostów cen.

Tabela 11 Wyniki estymacji modelu z efektami krótkookresowymi dla kategorii żywności

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
food_t-1	0.9233**	0.9233**	0.9315
food_t-12	-0.0928**	-0.0928**	-0.0900
CPL	0.0009	0.0009	0.0008
CPL\geq2002	-0.0103	-0.0103	-0.0104
euro\geq2002	1.0006	1.0006	1.0324
nakaz	-0.1981	-0.1981	-0.1981
fiscal_stance	-0.0343*	-0.0343**	-0.0338
oil	-0.0009	-0.0009	-0.0009
NEER_t-6	-0.0187	-0.0187	-0.0187
output_gap	0.0439**	0.0439**	0.0442
ulc	0.0548**	0.0548**	0.0546
cons.	0.2087		

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
D_07_2001	0.0367	0.0367	0.0350
D_08_2001	-0.0945	-0.0945	-0.0967
D_09_2001	0.3039*	0.3039*	0.3039
D_10_2001	0.2216	0.2216	0.2208
D_11_2001	-0.3993	-0.3993*	-0.4010
D_12_2001	0.1240	0.1240	0.1266
D_01_2002	1.1286**	1.1286**	1.1112
D_02_2002	-0.3266**	-0.3266**	-0.3506
D_03_2002	-0.3578	-0.3578*	-0.3788
D_04_2002	-0.4544	-0.4544*	-0.4704
D_05_2002	-0.3400	-0.3400	-0.3510
D_06_2002	-0.2704	-0.2704	-0.2751

Źródło: Opracowanie własne

Tabela 12 Wyniki estymacji modelu z efektami średniookresowymi dla kategorii żywności

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
CPL	0.0102	0.0102	.0096693
CPL_2001	-0.0079	-0.0079*	-.0076296
CPL_2002	-0.0141	-0.0141	-.0143331
CPL_2003	-0.0186	-0.0186*	-.0183953
CPL_2004	-0.0191	-0.0191	-.0189397
CPL_2005	-0.0167	-0.0167	-.0166561
CPL_2006	-0.0159	-0.0159	-.0157125
D_2001	1.2888*	1.2888**	1.252746
D_2002	1.7026	1.7026*	1.708786
D_2003	2.1138*	2.1138*	2.080603
D_2004	1.7771	1.7771	1.749557
D_2005	1.5905	1.5905	1.594827
D_2006	1.7006	1.7006*	1.681655

Źródło: Opracowanie własne

Podsumowanie

Przed wprowadzeniem wspólnej waluty do obiegu gotówkowego krajów strefy euro powszechnie uznawano, że wydarzenie to będzie neutralne dla gospodarki w krótkim okresie ze względu na jego pełną przewidywalność i nominalny charakter. Jednak zaobserwowane po wymianie walut zjawiska okazały się przeczyć tym przewidywaniom. Głównym problemem w owym okresie był wzrost postrzeganej przez społeczeństwo inflacji znacznie przekraczający oficjalną dynamikę wskaźnika. Zjawisko to stało się przedmiotem ożywionego dyskursu w mediach, a jego występowanie zostało potwierdzone przez większość badań.

Powstanie omawianej rozbieżności może być rezultatem obciążenia oficjalnych statystyk lub błędów percepcji jednostek. Pierwsza hipoteza została zanegowana przez większość badań, zaś druga jest w dużym stopniu prawdopodobna ze względu na specyficzne dla okresu wokół wymiany waluty ruchy cen. W owym okresie wzrost cen był skoncentrowany w wybranych sektorach i dotyczył głównie towarów i usług najczęściej nabywanych, które mają nieproporcjonalny w stosunku do rzeczywistego udziału w wydatkach wpływ na percepcję konsumentów. Co więcej, częstotliwość zmian cen w gospodarce była wyższa niż w latach przed wprowadzeniem euro i mimo, iż zmiany te były symetryczne w dół i w górę w zakresie skali i częstości, doprowadziły do wzrostu postrzeganej inflacji. Wynika to z faktu, że wzrosty cen o tej samej wielkości bezwzględnej co spadki są postrzegane jako większe (teoria perspektywy).

Istotnym pytaniem w tym kontekście jest, jak dużą część obserwowanego wzrostu cen można przypisać czynnikom związanym z wymianą waluty. Według szacunków Eurostatu (2003) wpływ wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego na ogólny poziom cen w gospodarkach państw członkowskich był nieznaczny.

W 2002 r. wskaźnik inflacji HICP w ujęciu rocznym wyniósł w strefie euro 2,3%, z czego 0,12 do 0,29 pkt. proc. można przypisać efektom związanym z wprowadzeniem euro do obiegu gotówkowego (Eurostat, 2003). W największym stopniu wymiana waluty przyczyniła się do wzrostu cen w sektorze usług, w tym przede wszystkim w zakresie usług gastronomicznych, fryzjerskich czy związanych ze sportem, rekreacją i kulturą. Do pewnego stopnia wprowadzenie euro przyczyniło się również do wzrostu cen żywności. W literaturze sformułowano szereg hipotez odnośnie do przyczyn zaistniałych efektów, m. in. (1) przeniesienie kosztów wymiany na konsumentów, (2) zaokrąglenia do tzw. cen atrakcyjnych, (3) koordynacja oczekiwań przedsiębiorców, (4) koncentracja dostosowań cenowych w okresie obligatoryjnej wymiany cenników (hipoteza „kosztów menu“).

Powstanie rozbieżności między inflacją i jej percepcją było nie tylko problemem społecznym, ale również gospodarczym. Ze względu na niedoszacowanie własnej siły nabywczej konsumenci podejmowali suboptymalne decyzje konsumpcyjne, skutkujące zmniejszeniem popytu w skali całej gospodarki. Wyniki wielu badań wskazują jednak, że poprzez zastosowanie odpowiednich rozwiązań instytucjonalnych możliwe jest zminimalizowanie efektów wprowadzenia euro, zarówno w zakresie społecznej percepcji inflacji, jak i rzeczywistych wzrostów cen. Do działań tych należą: (1) efektywna komunikacja władz ze społeczeństwem, (2) okres podwójnej ekspozycji cen oraz (3) porozumienia cenowe władz z przedsiębiorcami.

Celem zaprezentowanego w niniejszym artykule badania empirycznego była weryfikacja hipotez w zakresie wpływu wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego na zmiany w poziomie cen krajów strefy euro. Jego wyniki wskazują, iż w średnim okresie wprowadzenie wspólnej waluty do obiegu gotówkowego krajów strefy euro nie doprowadziło do przyspieszenia dynamiki ogólnego poziomu cen (mierzonego inflacją HICP) w stosunku do pozostałych krajów Unii Europejskiej. Brak średniokresowego wpływu zanotowano również w przypadku dynamiki cen usług, przy czym w ramach kategorii restauracje i hotele w niektórych latach po wymianie (rok 2002 i 2004) ceny rosły szybciej niż średnio w grupie kontrolnej. W przypadku towarów konsumpcyjnych począwszy od 2002 roku miało miejsce istotne przyspieszenie dynamiki cen w strefie euro, którego nie można wytłumaczyć czynnikami fundamentalnymi. W przypadku żywności trwały wzrost dynamiki cen nie nastąpił, jednak w niektórych latach wokół wymiany (rok 2001 i 2003) efekty cenowe były istotne.

Wprowadzenie euro nie przyczyniło się do przyspieszenia procesu konwergencji ogólnego poziomu cen w ramach krajów członkowskich w porównaniu do krajów, które wspólnej waluty nie wprowadziły. Wyjątek stanowiła jednak kategoria towarów konsumpcyjnych, w przypadku której wyższej dynamiki cen po wymianie waluty doświadczały kraje o niższym poziomie cen. Może być to efektem większej przejrzystości cen i redukcji ryzyka kursowego po przyjęciu przez kraje strefy euro wspólnej waluty, co mogło doprowadzić do nasilenia arbitrażu cenowego. Nie odnotowano natomiast przyspieszenia konwergencji nominalnej w zakresie cen usług.

We wszystkich analizowanych kategoriach koszyka HICP z wyjątkiem rekreacji i kultury miały miejsce istotne krótkookresowe efekty cenowe. W niektórych przypadkach pewne wzrosty dynamiki cen

odnotowano jeszcze w miesiącach poprzedzających wymianę waluty. Tym samym hipoteza kosztów menu nie znalazła potwierdzenia w danych empirycznych - nawet w przypadku kategorii restauracje i hotele. W większości przypadków największe natężenie efektów cenowych miało miejsce w styczniu 2002 roku (wyjątek stanowiły usługi, w przypadku których efekty cenowe były bardziej rozłożone w czasie). W miesiącu tym kraje strefy euro doświadczyły w stosunku do pozostałych krajów UE dynamiki cen wyższej o około 0,6 pkt. proc. w przypadku inflacji HICP, o 0,76 pkt. proc. w przypadku cen towarów konsumpcyjnych, o 1,1 pkt. proc. w zakresie żywności i około 0,9 w kategorii restauracje i hotele. W przypadku niektórych kategorii - głównie żywności - w kolejnych miesiącach po wymianie waluty miała miejsce korekta początkowych wzrostów cen.

Ważnym wnioskiem z badania jest skuteczność nakazu podwójnej ekspozycji cen w zapobieganiu nieuzasadnionym wzrostom cen na poziomie zagregowanego wskaźnika inflacji oraz niektórych jego kategorii (towary konsumpcyjne oraz w ramach usług - w kategorii restauracje i hotele). Pozytywne doświadczenia związane z tym instrumentem znalazły odzwierciedlenie w jego powszechnym stosowaniu przez wszystkie kraje, które przyjmowały euro po 2002 r. Nowe kraje członkowskie wprowadziły także wiele innych rozwiązań w okresie zamiany waluty narodowej na euro, mających na celu lepsze informowanie społeczeństwa o skutkach tej decyzji i zapobieganie nadużyciom cenowym. W rzeczywistości, omawiany w niniejszym opracowaniu problem rozbieżności pomiędzy postrzeganą inflacją a faktycznym wzrostem cen wystąpił w nowych krajach członkowskich w znacznie mniejszym stopniu niż w 2002 r. Podkreśla to potrzebę umiejętnego korzystania z doświadczeń naszych poprzedników na drodze Polski do strefy euro.

Literatura

- Adriani F., Marini G., Scaramozzino P. (2006):** *The Inflationary Consequences of a Currency Changeover on the Catering Sector: Evidence from the Michelin Red Guide*, University of London, Centre for Financial and Management Studies Discussion Paper, (64).
- Allington N., Kattuman P., Waldmann F. (2005):** *One Market, One Money, One Price?*, International Journal of Central Banking.
- Álvarez J.J., Jareño J. (2001):** *Implications of the conversion of prices into euro for inflation*, Banco de España Economic Bulletin.
- Anderson T., Hsiao C. (1981):** *Estimation of Dynamic Models with Error Components*, Journal of the American Statistical Association, (76), str. 598–606.
- Anderton R., Baldwin R., Taglioni D. (2003):** *The Impact of Monetary Union on Trade Prices*, ECB Working Paper Series, (238).
- Angelini P., Lippi F. (2005):** *Did Inflation Really Soar after the Euro Cash Changeover? Indirect Evidence from ATM Withdrawals*, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper Series, (4950).
- Angeloni I., Aucremanne L., Ciccarelli M. (2006):** *Price setting and inflation persistence. Did EMU matter?*, ECB Working Paper Series.
- Arellano M., Bond S. (1991):** *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations*, Review of Economic Studies, (58), str. 277–297.
- Attal-Toubert K., de Belleville L.M., Pluyaud B. (2002):** *The Short-term Impact on Prices of the Euro Cash Changeover*, Banque de France Bulletin Digest, (107).
- Aucremanne L., Collin M., Stragier T. (2007):** *Assessing the Gap between Observed and Perceived Inflation in the Euro Area: Is the Credibility of the HICP at Stake?*, NBB Working Paper Series, (112).
- Aucremanne L., Cornille D. (2001):** *Attractive Prices and Euro-rounding Effects on Inflation*, NBB Working Paper Series, (17).
- Baumgartner J., Glatzer E., Rumler F., Stiglbauer A. (2005):** *How Frequently do Consumer Prices Change in Austria? Evidence from Micro CPI Data*, ECB Working Paper Series, (523).
- Baye M., Gatti R., Kattuman P., Morgan J. (2002):** *Online pricing and the Euro Changeover: Cross-Country Comparisons*, University of Cambridge Research Papers in Management Studies, (17).
- Blundell R., Bond S. (1998):** *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, Journal of Econometrics, (87), str. 115–143.

- Bond S., Hoeffler A., Temple J. (2001):** *GMM Estimation of Empirical Growth Models*, CEPR Discussion Papers, (3048).
- Brachinger H. (2006):** *Euro or "Teuro"?: The Euro-induced Perceived Inflation in Germany*, University of Fribourg Department of Quantitative Economics Working Paper Series, (5).
- Bruno G. (2005):** *Estimation and inference in dynamic unbalanced panel data models with a small number of individuals*, Università Bocconi Centre for Research on Innovation and Internationalisation Working Paper, (165).
- Bundesbank D. (2004):** *The euro and prices two years on*, Monthly Report, 1(56).
- Cestari V., Del Giovane P., Rossi-Arnaud C. (2007):** *Memory for prices and the euro cash changeover: An analysis for cinema prices in Italy*, Banca d'Italia Servizio Studi, (619).
- Del Giovane P., Sabbatini R. (2006):** *Perceived and Measured Inflation after the Launch of the Euro.: Explaining the Gap in Italy*, Giornale degli Economisti e Annali di Economia, 65(2), str. 155–192.
- Del Giovane P., Sabbatini R. (red.) (2008):** *The Euro, Inflation and Consumers' Perceptions. Lessons from Italy*, Springer.
- Del Missier F., Bonini N., Ranyard R. (2007):** *The Euro Illusion in Consumers Price Estimation: An Italian-Irish Comparison in the Third Year of the Euro*, Journal of Consumer Policy.
- Döhring B., Mordonu A. (2007):** *What drives inflation perceptions? A dynamic panel data analysis*, European Economy Economic Papers, (284).
- Dias F., Duarte C., Rua A. (2007):** *Inflation (Mis)perceptions in the Euro Area*, Banco de Portugal Working Paper Series, (15).
- Dziuda W., Mastrobuoni G. (2005):** *The Euro Changeover and Its Effects on Price Transparency, and Inflation. Mission Euro, Mission Accomplished!*, International Finance.
- Ehrmann M. (2006):** *Rational Inattention, Inflation Developments and Perceptions after the Euro Cash Changeover*, ECB Working Paper Series, (588).
- Eife T. (2006):** *Price Setting Behaviour and Price Setting Regulations at the Euro Changeover*, Bank of Estonia Working Paper Series, (6).
- Engel C., Rogers J. (2004):** *European product market integration after the euro*, Economic Policy, str. 347–384.
- Ercolani M., Dutta J. (2006):** *The Euro-changeover and Euro-inflation: Evidence from EuroStat's HICP*, University of Birmingham Department of Economics Discussion Paper Series.

- Eurostat (2003):** *Euro-indicators news release.*
- Fluch M., Stix H., Rumler F. (2007):** *The Development of Euro Prices - Subjective Perception and Empirical Facts*, Monetary Policy and the Economy, str. 55–84.
- Folkertsma C. (2001):** *The Euro and Psychological Prices: Simulations of the Worst-Case Scenario*, De Nederlandsche Bank Staff Reports, (71).
- Folkertsma C., van Renselaar C., Stokman A. (2002):** *Smooth euro changeover, higher prices? Results of a survey among Dutch retailers*, De Nederlandsche Bank Research Memorandum, (682).
- Gaiotti E., Lippi F. (2004):** *Pricing behavior and the introduction of the euro: evidence from a panel of restaurants in Italy*, Giornali degli Economisti e Annali di Economia, (63), str. 491–526.
- Glatzer E., Rumler F. (2007):** *Price Setting in Austria before and after the Euro Cash Changeover: Has Anything Changed in the Last Five Years?*, Monetary Policy and the Economy, str. 85–99.
- Hobijn B., Ravenna F., Tambalotti A. (2004):** *Menu Costs at Work: Restaurant Prices and the Introduction of the Euro*, Federal Reserve Bank of New York Staff Report, (195).
- Hurwicz L. (1950):** *Statistical Inference in Dynamic Economic Models, Least Squares Bias in Time Series*, Wiley: New York.
- Im K., Pesaran M., Shin Y. (2003):** *Testing for unit roots in heterogeneous panels*, Journal of Econometrics, (115), str. 53–74.
- Kiviet J. (1995):** *On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models*, Journal of Econometrics, (68), str. 53–78.
- Komisja Europejska (2006):** *The EU economy: 2006 review. Adjustment dynamics in the euro area - Experiences and challenges.*
- Krug G., Herzog B., Schwarze J., Wundr C. (2006):** *Welfare Effects of the Euro Cash Changeover*, German Institute for Economic Research Discussion Paper Series, (646).
- Lamla M., Rupperecht S. (2007):** *The Role of Media for Consumers' Inflation Expectation Formation*, Bank of Finland Working Papers.
- Levin A., Lin C., Chu C. (2002):** *Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties*, Journal of Econometrics, (108), str. 1–24.
- Marini G., Piergallini A., Scaramozzino P. (2004):** *Inflation Bias after the Euro: Evidence from the UK and Italy*, University of London Centre for Financial and Management Studies Discussion Paper Series, (50).

- Mastrobuoni G. (2004):** *The Effects of the Euro-Conversion on Prices and Price Perceptions*, CEPS Working Paper Series, (101).
- Mathä T. (2003):** *What to Expect of the Euro? Analysing Price Differences of Individual Products in Luxembourg and its Surrounding Regions*, Banque Centrale du Luxembourg Working Paper Series, (8).
- Nickell S. (1981):** *Biases in Dynamic Models with Fixed Effects*, *Econometrica*, (49), str. 1417–1426.
- Nordhaus W. (1998):** *Quality Changes in Price Indexes*, *Journal of Economic Perspectives*, str. 59–68.
- Rozkrut M., Jakubik J., Konopczak K. (2008):** *Efekty zaokrągleń cen w Polsce po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego*, w: Raport o korzyściach i kosztach pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w III etapie Unii Gospodarczej i Walutowej, BISE, Narodowy Bank Polski.
- Santos D., Evangelista R., Nascimento T., Coimbra C. (2001):** *Conversion of prices from escudos into euro: quantitative estimate of its effect on the CPI*, Banco de Portugal Economic Bulletin.
- Stix H. (2006):** *Perceived Inflation and the Euro: Why High? Why Persistent?*, praca prezentowana na 81 konferencji WEAI w San Diego.

Aneks

Podsumowanie przedmiotu, metodyki oraz wniosków płynących z badań, przytoczonych w opracowaniu

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Adriani, Marini, Scaramozzino (2006)	Analiza przyczyn efektów cenowych w sektorach gastronomicznych krajów strefy po wprowadzeniu euro.	Model rynku gastronomicznego z niedoskonałą informacją, segmentacją i brakiem dyskryminacji klientów.	2000 - 2003	Francja, Niemcy, Włochy;	Istotny wpływ wprowadzenia euro na inflację w sektorze gastronomicznym w ramach strefy. Większe tempo wzrostu w restauracjach zorientowanych na turystów. W lokalach dla mieszkańców efekty tymczasowe.
Allington, Kattuman, Waldmann (2005)	Badanie zjawiska konwergencji poziomu cen w krajach strefy po wprowadzeniu euro.	Badanie dyspersji współczynnikami zmienności. Podejście difference -in-difference.	1995 - 2002	kraje Unii Europejskiej bez Grecji	Trend spadkowy w zakresie dyspersji w całej UE w analizowanym okresie. Brak istotnej różnicy w konwergencji w ramach strefy po wprowadzeniu euro w porównaniu do pozostałych krajów UE.
Anderton, Baldwin, Taglioni (2003)	Badanie wpływu utworzenia unii monetarnej na politykę cenową przedsiębiorstw na różnych rynkach (zjawisko pricing-to-market).	Model partial equilibrium rynku monopolistycznego. Model TAR.	1975 - 1995	kraje „bloku marki”	Różnica między zyskami przedsiębiorstwa przy różnym stopniu segmentacji jest funkcją zmienności kursu walutowego. Stworzenie unii monetarnej może skutkować zmianą strategii cenowej przedsiębiorstw.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Angelini, Lippi (2005)	Badanie wiarygodności oficjalnego wskaźnika inflacji na podstawie danych dotyczących zagregowanej wielkości wydat z bankomatów.	Analiza regresji liniowej.	1993 - 2003	Włochy	Brak istotnej różnicy między popytem na pieniądź przed i po wprowadzeniu euro. Brak podstaw do kwestionowania oficjalnych statystyk inflacji.
Angeloni, Aucremann, Ciccarelli (2006)	Wpływ przyjęcia wspólnej waluty na mechanizmy wyznaczania cen przez przedsiębiorstwa oraz inercję inflacji.	Hybrydowa krzywa Phillipsa. Model ze zmiennymi parametrami.	1994 - 2003	Hiszpania, Niemcy, Francja, Włochy, Belgia, Austria	Ustanowienie unii monetarnej nie miało żadnego wpływu na mechanizmy ustalania cen i stopień inercji inflacji - integracja rynków miała miejsce przed jej utworzeniem. Potwierdzenie hipotezy „kosztów menu”.
Aucremann, Collin, Stragier (2007)	Weryfikacja hipotezy o załamaniu po wprowadzeniu euro długookresowej relacji łączącej postrzeganą i oficjalną inflację.	Panelowe testy pierwiastka jednostkowego.	1996 - 2005	strefa euro	Przed wprowadzeniem nowej waluty różnica między rzeczywistą inflacją a jej percepcją była stacjonarna. W maju 2002 roku nastąpiło załamanie relacji długookresowej.
Aucremann, Cornille (2001)	Symulacja najgorszego możliwego scenariusza w zakresie wpływu zaokrąglania cen po wymianie waluty na wskaźnik inflacji w Belgii.	Identyfikacja cen atrakcyjnych za pomocą procedury zaproponowanej przez Folkertsmę (rolling 75% percentile).	2000 - 1992	Belgia	72% cen uznano za atrakcyjne. Wpływ zjawiska zaokrąglania na wskaźnik CPI oszacowano maksymalnie na 0,72%, ale małe szanse na realizację tego scenariusza.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Baumgartne, Glatzer, Rumler, Stiglbauer (2005)	Przedmiot badania Analiza wpływu wprowadzenia euro na stopień nominalnej sztywności cen w Austrii.	Metodologia Analiza przeżycia. Estymacji funkcji przeżycia i funkcji ryzyka metodą Kaplan-Meiera.	Okres 1996 - 2003	Kraje Austria	Wnioski Wokół daty wymiany waluty średnio częstsze, ale mniejsze zmiany cen konsumpcyjnych. Wzrosty i spadki symetryczne - stąd brak wpływu na wskaźnik inflacji.
Baye, Gatti, Kattuman, Morgan (2002)	Weryfikacja hipotezy o wpływie wspólnej waluty na konwergencję cen handlu internetowego.	Porównanie charakterystyk rozkładów cen przed i po wprowadzeniu euro w podziale na kraje strefy i pozostałe kraje UE. Analiza regresji liniowej.	2001 - 2002	Włochy, Francja, Holandia, Hiszpania	Brak konwergencji cen. Model teoretyczny przewiduje, że większa transparentność cen może powodować większą trwałość zmów cenowych ze względu na łatwiejszą obserwację ich złamania.
Brachinger (2006)	Alternatywne podejście do mierzenia postzeganej inflacji, oparte na teorii perspektywy Kahnemana i Tverskiego.	Wskaźnik postzeganej inflacji (IPI) skonstruowany według metody Laspeyresa, uogólnionej zgodnie z zasadami teorii perspektywy.	1996 - 2002	Niemcy	Efekty cenowe obserwowane w okresie wprowadzania euro - przypisywane temu wydarzeniu - są wynikiem korekty po wojnach cenowych na rynku handlu detalicznego z lat 1999-2000.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Caporale, Kontonikas (2006)	Weryfikacja hipotezy o powstaniu na skutek działalności EBC mniej inflacyjnego środowiska, skutującego zmniejszeniem poziomu inflacji w krajach strefy euro.	Model GARCH. Filtry Kalmana.	1973 - 2004	strefa euro	Brak konwergencji tempa wzrostu cen i spadku inercji inflacji po wprowadzeniu euro. Po utworzeniu EBC spadek średniej inflacji zwiększa niepewność ze względu na groźbę deflacji.
Cestari, Del Giovane, Rossi-Arnaud (2007)	Weryfikacja hipotezy o psychologicznych determinantach rozbieżności między postrzeganą a oficjalną inflacją po wprowadzeniu euro.	Analiza danych ankietowych. Analiza wariacji. Analiza regresji.	2006	Włochy	Ujemne obciążenie zapamiętanej przez respondentów ceny sprzed wymiany waluty. Istotność wpływu wieku i adaptacji do nowej waluty na wielkość obciążenia.
Del Giovane, Sabbatini (2006)	Identyfikacja czynników, odpowiedzialnych za powstanie euro po wprowadzeniu euro rozbieżności między oficjalną i postrzeganą inflacją.	Analiza regresji liniowej.	1997 - 2003	Włochy	Istotność wskaźnika zmian cen często nabywanych dóbr i usług, dyspersji rozkładu zmian cen oraz natężenia dyskursu w mediach w tłumaczeniu zmienności percepcji inflacji.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Del Missier, Bonini, Ranyard (2007)	Badanie wpływu nominalnego kwotowania cen na sposób ich postrzegania przez konsumentów.	Analiza danych sondażowych. Analiza wariacji.	2004	Irlandia, Włochy	Silny efekt „iluzji euro” wśród włoskich konsumentów i brak efektu wśród Irlandczyków ze względu na znaczną różnicę w stopniu adaptacji do nowej waluty.
Dias, Duarte, Rua (2007)	Badanie wpływu wprowadzenia euro na relację pomiędzy oficjalną a postrzeganą inflacją w krajach strefy.	Kwantyfikacja danych dotyczących postrzeganej inflacji procedurą opartą na metodzie Carlisona i Parkina. Analiza kointegracji.	1991 - 2006	strefa euro	Brak załamania w relacji kointegrującej inflacji i jej percepcji po wprowadzeniu wspólnej waluty. Użycie balance statistics dla okresu, w którym inflacja nie była stabilna, spowodowało przekonanie o rozbieżności.
Döhning, Mordonu (2007)	Weryfikacji hipotez dotyczących rozbieżności między oficjalną i postrzeganą inflacją w krajach strefy euro po wprowadzeniu wspólnej waluty.	Dynamiczny model panelowy. Panelowe testy pierwiastka jednostkowego. Systemowy estymator uogólnionej metody momentów.	1997 - 2007	strefa euro	Zwiększenie poziomu percepcji i stopnia ich inercji po wprowadzeniu euro. Odrzucenie hipotezy o większym wpływie na percepcję ruchów cen dóbr często nabywanych niż wskaźnika CPI.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Dziuda, Mastrobuoni (2005)	Badanie przyczyn procesów cenowych po wprowadzeniu euro, które przełożyły się na wzrost postrzeganej inflacji.	Model konkurencji Bertrand z niedoskoną informacją i racjonalnych konsumentach. Podejście difference -in-difference. Model z parametrami zmiennymi w czasie.	1997 - 2002	strefa euro	Efekty cenowe wprowadzenia euro większe dla tańszych produktów, mniejsze na rynkach o większym stopniu koncentracji i większe w krajach z większymi trudnościami w adaptacji społeczeństwa do euro.
Ehrmann (2006)	Badanie wpływu stopnia „złożoności” kursu waluty narodowej do euro oraz nakazu podwójnego kwotowania na natężenie efektów cenowych.	Model z jednostkami o ograniczonych możliwościach przetwarzania informacji. Model panelowy.	1995 - 2004	strefa euro	„Złożoność” kursu i polityka rządu są istotne w tłumaczeniu różnicowania poziomów inflacji między krajami w kategorii żywność i ubrania. Konsumentci są mniej skłonni do konwersji cen tych artykułów, co może zostać wykorzystane przez producentów.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Eife (2006)	Badanie przyczyn heterogeniczności w zakresie efektów cenowych wprowadzenia euro w różnych krajach i sektorach. Analiza zastosowanych środków zapobiegawczych.	Analiza regresji liniowej	1996 - 2005	strefa euro	Różnice w regulacjach prawnych tłumaczą zróżnicowanie wpływu wprowadzenia euro na inflację. W krajach, które wprowadziły obowiązki podwójnego kwotowania wpływ był nieistotny lub niewielki, zaś w pozostałych krajach duża dyspersja wpływu.
Engel, Rogers (2004)	Badanie wpływu wprowadzenia euro na integrację rynku dóbr. Weryfikacja hipotezy o konwergencji poziomów cen w krajach strefy.	Analiza regresji liniowej.	1990 - 2003	strefa euro	Zmniejszenie dyspersji cen w całej UE w analizowanym okresie (głównie na początku lat 90). Utworzenie strefy euro nie przyczyniło się do integracji rynku dóbr.
Ercolani, Dutta (2006)	Weryfikacja hipotezy o nagłym zwiększeniu się ogólnego poziomu cen w krajach strefy na skutek wprowadzenia euro. Badanie społeczno - demograficznych determinant wzrostu percepcji inflacji po wprowadzeniu euro.	Model SUR.	1995 - 2005	strefa euro	Efekt wprowadzenia euro łącznie istotny dla strefy, a w przypadku pozostałych krajów UE – nieistotny. Negatywna weryfikacja hipotezy „kosztów menu”.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Fluch, Stix, Rumler (2007)	Badanie społeczno - demograficznych determinant wzrostu percepcji inflacji po wprowadzeniu euro.	Analiza regresji liniowej.	2002 - 2006	Austria	Istotne w tłumaczeniu wzrostu percepcji są: negatywny stosunek wobec euro, trudności adaptacyjne, słaba wiedza z zakresu ekonomii.
Folkertsma (2001)	Oszacowanie potencjalnego wpływu zaokrąglania cen do atrakcyjnych na holenderski indeks CPI i HICP.	Procedura wyboru cen atrakcyjnych, oparta porównaniu częstości występowania cen relatywnie do cen sąsiednich.	2001	Holandia	W przypadku zaokrąglania wszystkich cen "atrakcyjnych" wskaźnik CPI zwiększy się o 0,7 pkt. proc., jednak realizacja najgorszego scenariusza jest mało prawdopodobna.
Folkertsma, van Renselaar, Stokman (2002)	Badanie determinant decyzji indywidualnych przedsiębiorców dotyczących zmian cen po wprowadzeniu euro.	Analiza danych ankietowych. Analiza regresji liniowej.	2002	Holandia	Wielkość zwyczaj po wprowadzeniu euro mniejsza w przypadku sklepów dobrowolnie stosujących podwójne kwotowanie. Zwyczajki w dużym stopniu związane ze wzrostem kosztów stałych (przede wszystkim płac).
Gaiotti, Lippi (2004)	Weryfikacja hipotez dotyczących przyczyn efektów cenowych wprowadzenia euro w sektorze gastronomicznym.	Model panelowy z próbą cenzurowaną. Dwustopniowa procedura Heckmana.	1998 - 2004	Włochy	Pozytywna weryfikacja hipotezy „kosztów menu” i hipotezy o wpływie struktury rynku na zmiany cen (zmowy cenowe przy mniejszej przejrzystości cen).

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Glatzer, Rumler (2007)	Badanie wpływu wprowadzenia euro na trajektorie cen w Austrii.	Analiza przeżycia.	1996 - 2006	Austria	Wzrost częstotliwość zmian cen po wprowadzeniu euro, ale symetryczność wzrostów i spadków. Dobre przewencyjne działania środków prawnych.
Hobijn, Ravenna, Tambalotti (2004)	Badanie determinant efektów cenowych w sektorach gastronomicznych strefy po wprowadzeniu euro.	Neokeynesowskie modele partial equilibrium; kalibracja parametrów.	brak	brak	Pozytywna weryfikacja hipotezy "kosztów menu". W przypadku "lepkości" cen wprowadzenie nowej waluty nie jest wydarzeniem neutralnym, jednak efekty cenowe można zmniejszyć, pozwalając na dłuższe okresy przejściowe, w których firmy mogą zmieniać walutę.
Krug, Herzog, Schwarze, Wundr (2006)	Badanie efektów wprowadzenia euro na subiektywne zadowolenie (well-being) gospodarstw domowych.	Estymacja difference-in-difference. Model logitowy.	2001 - 2003	Niemcy	Wyraźny spadek satysfakcji po wprowadzeniu euro w Niemczech w porównaniu z Wielką Brytanią. Większe zadowolenie wśród zaadaptowanych do euro jednostek.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Lamla, Rupperecht (2007)	Badanie wpływu dyskursu medialnego dotyczącego inflacji na kształtowanie się oczekiwań inflacyjnych.	Analiza regresji liniowej.	1998 - 2006	Niemcy	Dyskurs medialny po wprowadzeniu euro doprowadził do zwiększenia oczekiwań nieproporcjonalnie w stosunku do prognoz eksperckich. Ludzie starsi i lepiej wykształceni są bardziej odporni na ten wpływ, zaś ludzie o wyższych dochodach - mniej.
Łyziak (bdw)	Badanie wpływu zmian poziomu cen dóbr często nabywanych na percepcję inflacji w Polsce.	Współczynnik korelacji liniowej i rangowej.	2001 - 2006	Polska	Okolo 2004 roku konsumenci zmienili punkt odniesienia z oficjalnej inflacji na wskaźnik cen dóbr często nabywanych ze względu na efekty cenowe po wejściu Polski do UE.
Marini, Piergallini, Scaramozzino (2004)	Badanie przyczyn powstania rozbieżności między postrzeganą a oficjalną inflacją po wprowadzeniu euro.	Zaproponowane przez Nordhausa badanie obciążenia wskaźnika inflacji przez porównanie zmian mediany dochodów i zmian postrzeganej przez gospodarstwa domowe własnej sytuacji finansowej.	1990 - 2004	Włochy	Brak obciążenia wskaźnika we Włoszech przed wprowadzeniem euro. Od stycznia 2002 roku wskaźnik HICP był niższy od rzeczywistej inflacji o co najmniej 6%. Brak podobnych efektów dla Wielkiej Brytanii.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Mastrobuoni (2004)	Badanie wpływu przyjęcia nowej waluty na inflację i percepcję inflacji w krajach strefy euro.	Model zachowania konsumentów w warunkach niepełnej informacji. Model ze zmiennymi parametrami.	1985 - 2003	strefa euro	Dodatnia korelacja poziomu inflacji ze stopniem adaptacji do nowej waluty i ujemna ze stopniem koncentracji rynku. Ze względu na ograniczone zdolności kognitywne konsumentów wprowadzenie nowej waluty stanowi dla firm okazję do zwwyżek cen.
Mathä (2003)	Badanie wpływu wprowadzenia wspólnej waluty na dyspersję cen w sąsiadujących regionach na przykładzie unii walutowej Belgii i Luksemburgu.	Model panelowy.	2001 - 2002	Luksemburg, Francja, Niemcy, Belgia	Dyspersja cen między sąsiadującymi regionami Belgii i Luksemburga niższa (przy kontroli dystansu) do obserwowanej w ramach innych par - długim okresie unia monetarna przyczynia się do integracji rynku dóbr.
Stix (2006)	Badanie przyczyn powstania po wprowadzeniu euro rozbieżności między oficjalną i postrzeganą inflacją w Austrii.	Analiza danych ankietowych. Model probitowy.	2004	Austria	Istotne w determinowaniu postrzeganej inflacji są wiek, wykształcenie, aprioryczny stosunek do euro, częstość dokonywania konwersji cen na starą walutę i fakt prowadzenia gospodarstwa domowego.