

GOSPODARKA NARODOWA

1-2
(245-246)
Rok LXXX/XXI
styczeń-luty
2012
s. 97-116

Jakub BOROWSKI*
Adam CZERNIAK**

Determinanty polityki pieniężnej Ludowego Banku Chin

Streszczenie: W artykule przedstawiono wyniki analizy empirycznej determinant polityki monetarnej w Chinach w okresie od stycznia 2000 r. do września 2010 r. Analizę przeprowadzono z wykorzystaniem modeli uporządkowanych zmiennych zależnych. W badaniu uwzględniono 8 możliwych zmiennych, które mogły istotnie wpływać na prawdopodobieństwo zmian rocznej stopy depozytowej oraz stopy rezerwy obowiązkowej dla 6 największych banków: realną roczną dynamikę PKB w Chinach, wskaźnik wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych (inflację CPI), dynamikę cen nieruchomości w 35 największych aglomeracjach Chin, dynamikę sprzedaży detalicznej dóbr konsumpcyjnych, tempo wzrostu rezerw walutowych Chin, dynamikę eksportu, tempo wzrostu wartości kredytów dla sektora niefinansowego oraz wskaźnik koniunktury PMI dla przetwórstwa przemysłowego w kategorii zatrudnienie.

W badanym okresie istotny wpływ na decyzje Ludowego Banku Chin dotyczące stopy rezerw obowiązkowych miała bieżąca dynamika PKB i opóźniony wskaźnik wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych. Z kolei przyszłe wartości tych zmiennych były czynnikami wpływającymi na poziom stopy depozytowej. Sugeruje to, że mimo braku niezależności w zakresie kształtowania narzędzi polityki monetarnej decyzje Ludowego Banku Chin dotyczące stóp procentowych były w pewnym stopniu podyktowane oceną perspektyw wzrostu gospodarczego i inflacji. Badanie wykazało również istotny wpływ dynamiki cen nieruchomości na poziom stopy rezerw obowiązkowych. Może to stanowić zwiastun zmian w funkcjach reakcji głównych banków centralnych w kierunku równoczesnego wykorzystywania instrumentów polityki pieniężnej i narzędzi polityki makroostrożnościowej w celu przeciwdziałania bańkom spekulacyjnym na rynku nieruchomości.

* Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Katedra Ekonomii II, e-mail: jakub_borowski@poczta.onet.pl

** Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Katedra Ekonomii II, e-mail: adam.czerniak@gmail.com

Zastosowana metoda badawcza nie pozwala stwierdzić, w jakim stopniu luka popytowa i odchylenie inflacji od celu wpływały na decyzje Ludowego Banku Chin w analizowanym okresie. Rola tych czynników w polityce monetarnej w Chinach stanowi zatem interesujący obszar dla dalszych badań.

Słowa kluczowe: Chiny, Ludowy Bank Chin, polityka pieniężna, funkcja reakcji w polityce pieniężnej

Kody JEL: C25, E43, E58

Artykuł wpłynął do druku 29 grudnia 2011 r.

Wprowadzenie

Szybko rosnący udział gospodarki chińskiej w gospodarce światowej i związany z tym coraz silniejszy wpływ sytuacji gospodarczej w Chinach na globalne rynki finansowe i surowcowe przyczynił się do powstania licznych prac badawczych dotyczących polityki pieniężnej prowadzonej przez Ludowy Bank Chin (LBC). Badania te można podzielić na trzy grupy. Do pierwszej grupy należą prace poświęcone strategii polityki monetarnej LBC. W ramach tej grupy wyróżnić można badania dotyczące systemu kursowego w Chinach, jego roli w powstaniu globalnych nierównowag i przyszłej ewolucji tego systemu [Goodfriend, Prasad, 2006], [Reade, Volz, 2010]. Drugi nurt badań obejmuje problematykę mechanizmu transmisji monetarnej w Chinach [Dickinson, Liu, 2007], [Qin et al., 2005]. Do trzeciej grupy można zaliczyć badania dotyczące determinant polityki pieniężnej LBC, w tym liczne prace poświęcone regułom polityki monetarnej opisującym decyzje LBC [He, Pauwels, 2008], [Fan et. al., 2011].

Niniejsze badanie wpisuje się w trzeci z wymienionych wyżej nurtów badawczych. Celem artykułu jest odpowiedź na pytanie, jaką rolę w decyzjach LBC kształtujących stopień restrykcyjności w polityce pieniężnej, podejmowanych od stycznia 2000 r. do września 2010 r., odgrywały zarówno czynniki zwykle uwzględniane przez banki centralne w procesie decyzyjnym (m.in. tempo wzrostu PKB, wskaźnik wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych), jak i inne zmienne istotne dla oceny bieżącej i przyszłej sytuacji gospodarczej (m.in. poziom rezerw walutowych, ceny nieruchomości i wskaźnik koniunktury w przetwórstwie przemysłowym). Motywacją do przeprowadzenia empirycznej analizy determinant polityki LBC była relatywnie duża zmienność parametrów polityki monetarnej w Chinach w latach 2007-2008 i w 2010 r., następująca w warunkach utrzymującej się niskiej przejrzystości polityki banku centralnego.

W celu zbadania determinant polityki pieniężnej w Chinach posłużono się modelem uporządkowanych zmiennych zależnych. Model ten jest wykorzystywany w analizie funkcji reakcji polityki pieniężnej [Kotłowski, 2006], [Spencer, 2006]. Jego zastosowanie pozwala na wskazanie faktycznych czynników wpływających na decyzje w polityce monetarnej. Zastosowana metoda badawcza różni się istotnie od częściej wykorzystywanej w badaniach teoretycznej koncepcji reguły polityki pieniężnej, która *a priori* zakłada istotny wpływ wybranych

czynników (zwykle luki popytowej i odchylenia inflacji od celu) na decyzje w polityce monetarnej.

Jedynymi dostępnymi autorom badaniami, w których zastosowano model uporządkowanych zmiennych zależnych dla analizy determinant polityki pieniężnej w Chinach są prace He i Pauwelsa [2008] oraz Xionga [2011]. He i Pauwels wykorzystali analizę czynnikową, która uniemożliwia ocenę wpływu wybranych zmiennych makroekonomicznych na decyzje LBC dotyczące parametrów polityki pieniężnej. Z kolei Xiong zastosował jako zmienną objaśnianą indeks zmian w polityce pieniężnej LBC zbudowany na podstawie ocen banku centralnego dotyczących przyszłej sytuacji makroekonomicznej, zawartych w raportach LBC. Taka specyfikacja równania uniemożliwia jednak zidentyfikowanie różnic we wpływie poszczególnych determinant polityki monetarnej na jej główne parametry. W badaniu przeprowadzonym przez Xionga nie uwzględniono również dynamiki cen nieruchomości w Chinach jako potencjalnie istotnej determinanty polityki pieniężnej LBC¹. Autor nie ocenił także, jaki wpływ na parametry polityki pieniężnej mogą mieć istotne dla rynków finansowych dane publikowane z częstotliwością miesięczną, takie jak dynamika kredytu dla sektora niefinansowego, tempo wzrostu sprzedaży detalicznej, wskaźnik koniunktury PMI w przetwórstwie przemysłowym (*Purchasing Managers' Index*) oraz tempo wzrostu eksportu. Czynniki te uwzględniono w poniższym badaniu.

Artykuł podzielono na dwie części. Część pierwsza zawiera syntetyczny opis strategii i instrumentów polityki pieniężnej LBC. W części drugiej zawarto analizę empiryczną determinant polityki monetarnej w Chinach, przeprowadzoną z wykorzystaniem modeli uporządkowanych zmiennych zależnych. W podsumowaniu przedstawiono najważniejsze wnioski płynące z analizy empirycznej.

Strategia i instrumenty polityki pieniężnej LBC

Zgodnie z ustawą o LBC, celem polityki pieniężnej jest zapewnienie stabilnej wartości krajowego pieniądza i wspieranie wzrostu gospodarczego. LBC nie dysponuje jednak niezależnością w zakresie ustalania celu inflacyjnego, który wyznaczany jest przez Rząd. Dla przykładu, celem polityki monetarnej LBC w 2011 r. jest obniżenie inflacji poniżej 4% i cel ten został zapisany w przyjętym przez Rząd w marcu 2011 r. nowym planie 5-letnim na lata 2011-2015.

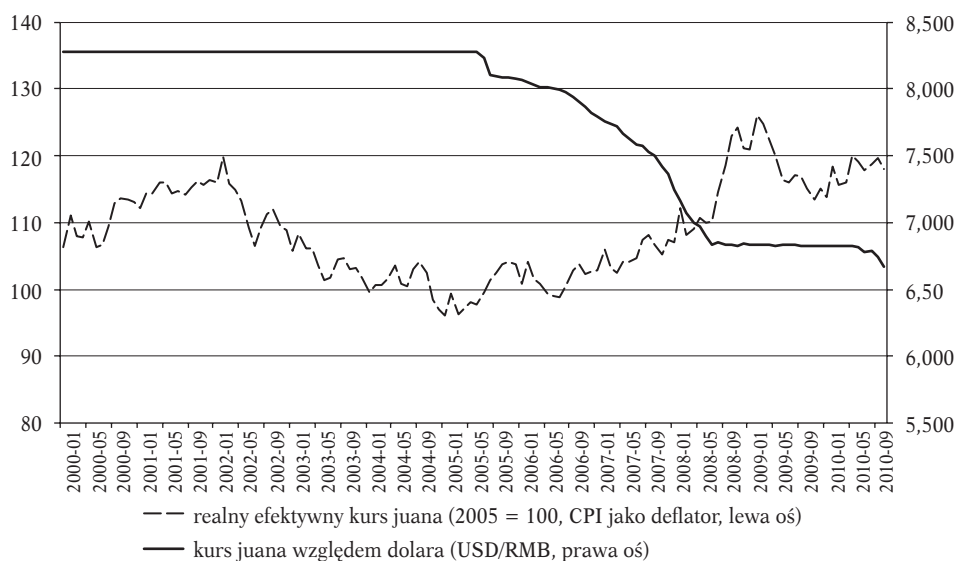
LBC nie dysponuje również niezależnością operacyjną, a więc swobodą w zakresie kształtowania instrumentów polityki monetarnej [Goodfriend, Prasad, 2006]. Zmiany parametrów polityki pieniężnej są wynikiem nieprzejrzystego procesu decyzyjnego, w którym uczestniczą inne instytucje rządowe. Dobrą ilustracją braku niezależności operacyjnej są opisane w literaturze spory pomiędzy LBC, opowiadającym się za szybszą aprecjacją juana, oraz Ministerstwem Handlu, preferującym niższe tempo aprecjacji [Freeman, Yuan, 2011].

¹ Odnotowana w 2010 r. dynamika cen nieruchomości była najwyższa od początku dekady. Roczne tempo wzrostu cen w 35 największych aglomeracjach Chin, szacowane na podstawie danych CEIC, wyniosło w pierwszych trzech kwartałach 2010 r. odpowiednio 30,5%, 31,1% i 29,3%.

Brak autonomii LBC w zakresie kształtowania instrumentów polityki pieniężnej prowadzi do niespójności celów polityki monetarnej. Realizowany przez bank centralny cel inflacyjny stoi w sprzeczności ze stosowanym obecnie systemem pływającego kursu walutowego (wykres 1)². Jednak dzięki stosowanej przez LBC kontroli przepływów kapitałowych LBC udaje się zachować znaczny stopień autonomii polityki monetarnej [Ma, McCauley, 2007], [Reade, Volz, 2010].

Głównymi instrumentami polityki pieniężnej LBC, oprócz kursu walutowego, są roczne stopy referencyjne dla kredytów i depozytów w instytucjach finansowych, stopa rezerw obowiązkowych dla sześciu największych banków komercyjnych³ oraz operacje otwartego rynku, prowadzone w celu absorbowania nadpłynności sektora bankowego (wykres 2). Ponadto, LBC stosuje komplementarne wobec stóp procentowych narzędzie w postaci zaleceń dla banków komercyjnych (*window guidance*) dotyczących wielkości akcji kredytowej i rodzajów inwestycji finansowanych przez banki [People's Bank of China, 2010].

Wykres 1
Kurs juana względem dolara i realny efektywny kurs juana



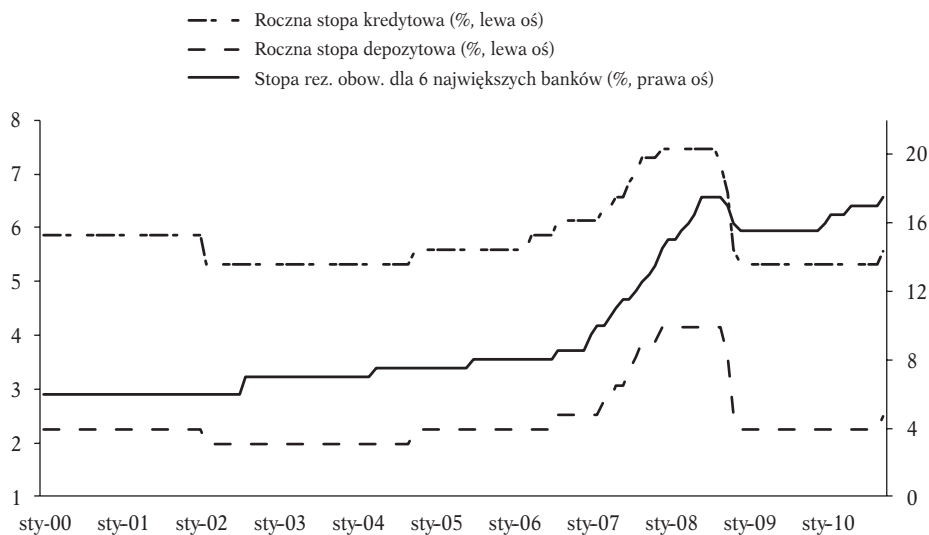
Źródło: State Administration of Foreign Exchange i Bank for International Settlements

² Głównym celem polityki kursowej jest utrzymywanie kursu juana względem dolara na poziomie zapewniającym wysoką konkurencyjność cenową chińskiego eksportu. Wsparciem dla takiej strategii kursowej są wyniki badań wskazujące na dużą wrażliwość chińskiego eksportu na wahania realnego kursu juana [Liu, Zhang, 2010]. Czynnikiem branym pod uwagę przy kształtowaniu kursu juana wobec dolara jest kurs juana względem koszyka walutowego [Zhang et. al., 2011]. Tym samym utrzymywanie kursu juana na poziomie zapewniającym wysoką konkurencyjność chińskiego eksportu utrudnia obniżanie inflacji poprzez kanał kursu walutowego.

³ Industrial & Commercial Bank of China, Agricultural Bank of China, Bank of China, China Construction Bank, China Merchants Bank, China Minsheng Bank.

O ile do 2005 r. stopy procentowe LBC nie podlegały większym wahaniom, a tyle w latach 2006-2008 ich zmienność znacząco wzrosła. Było to efektem silnego zaostrzenia polityki monetarnej w okresie poprzedzającym globalny kryzys finansowy, a następnie znaczącego złagodzenia tej polityki w odpowiedzi na pogorszenie perspektyw wzrostu gospodarczego. W styczniu 2010 r. LBC rozpoczął kolejny cykl zaostrzenia polityki monetarnej. Pierwsze trzy podwyżki stóp dotyczyły stopy rezerw obowiązkowych, a na pierwszą w tym cyklu podwyżkę rocznej stopy depozytowej i kredytowej LBC zdecydował się dopiero w październiku 2010 r.

Wykres 2
Instrumenty polityki pieniężnej LBC



Źródło: CEIC

Silny wzrost zmienności stóp procentowych LBC w latach 2006-2008 oraz wyraźne zaostrzenie polityki pieniężnej przez LBC w 2010 r. skłaniają do zadania pytania o czynniki wpływające na decyzje banku centralnego dotyczące stóp procentowych. Odpowiedź na to pytanie jest utrudniona ze względu na niską jakość komunikacji LBC z otoczeniem. LBC nie stosuje powszechnie wykorzystywanych narzędzi zwiększających przewidywalność decyzji banku centralnego, takich jak konferencje prasowe i komunikaty po posiedzeniach, publikacje projekcji inflacji i PKB oraz zapisu dyskusji na posiedzeniach decyzyjnych PBC (*minutes*). Wyniki badań empirycznych wskazują, że obserwowana w ostatnich dwóch dekadach wyraźna poprawa jakości komunikacji banków centralnych z otoczeniem przyczyniła się do zwiększenia przewidywalności polityki pieniężnej (stopnia antycypowania decyzji banku centralnego przez uczestników rynku finansowego) i dzięki temu podniesienia skuteczności tej polityki (osiągania wyznaczonych celów przy mniejszej zmienności stóp procentowych) w wielu krajach [Blinder et al., 2008].

Zarówno opublikowane w latach 2002-2010 kwartalne i roczne raporty LBC z realizacji polityki monetarnej [People's Bank of China, 2002-2010], jak i wyniki badań empirycznych wykorzystujących koncepcję reguły polityki pieniężnej [Burdekin, Siklos, 2008], [Fan et al., 2011], [He, Pauwels, 2008] sugerują, że jednym z głównych determinant polityki LBC w tym okresie były dynamika agregatów pieniężnych oraz tempo wzrostu rezerw walutowych. Xiong [2011] wskazuje jednak na spadek znaczenia podaży pieniądza oraz istotną rolę dynamiki PKB, odchyłeń inflacji od trendu i zawartej w kwartalnych raportach LBC oceny dotyczącej perspektyw inflacji jako czynników wywierających wpływ na parametry polityki pieniężnej.

Opis zastosowanych modeli ekonometrycznych

W celu określenia determinant polityki pieniężnej LBC dokonano analizy statystyk estymacji modeli uporządkowanych zmiennych zależnych (*ordered dependent variable models*). Modele tego typu są odpowiednie dla badania zmian w polityce monetarnej, które mają charakter dyskretny (skokowy). W takim przypadku konieczne jest bowiem określenie prawdopodobieństwa wystąpienia konkretnego, z góry określonego, zdarzenia w każdym momencie czasowym, a nie najbardziej prawdopodobnej ścieżki danej zmiennej, jak w przypadku prognoz inflacji lub PKB, gdzie stosowane są m.in. modele liniowe lub quasi-liniowe.

W poniższym badaniu przeprowadzono analizę determinant zmian dwóch podstawowych narzędzi polityki pieniężnej LBC – stopy depozytowej oraz stopy rezerwy obowiązkowej dla 6 największych banków w Chinach. W analizowanym okresie roczna stopa depozytowa zmieniona została 13rotnie (tablica 1), przy czym podniesiono ją 9 razy (1 raz o 0,25 p.p. i 8 razy o 0,27 p.p.) i obniżono 4 razy (jednorazowo o 1,08 p.p. i 0,54 p.p. oraz dwukrotnie o 0,27 p.p.).

Tablica 1
Zmiany rocznej stopy depozytowej

Zmiana (w p.p.)	Liczba obserwacji	Udział w całości (w %)
-1,08	1	0,77
-0,54	1	0,77
-0,27	2	1,54
0	117	90,00
0,25	1	0,77
0,27	8	6,15
Razem	130	100

Źródło: obliczenia własne

W związku z tym, że część zmian wystąpiła jednorazowo i przez to ich udział w próbie jest bardzo niski (0,77%), konieczne było ograniczenie uwzględnionych

w badaniu decyzji LBC do jedynie trzech możliwości⁴ – obniżenia rocznej stopy depozytowej, pozostawienia rocznej stopy depozytowej bez zmian oraz podniesienia rocznej stopy depozytowej w danym miesiącu. Tym samym uwzględniona w dalszej części badania uporządkowana zmienna zależna odzwierciedlająca decyzję LBC dotyczącą rocznej stopy depozytowej w danym miesiącu może przyjąć jedną z trzech wartości, odpowiednio -1, 0 oraz 1 (równanie 1).

$$dr_t = \begin{cases} -1 & \text{jeśli roczna stopa depozytowa w okresie } t \text{ została obniżona} \\ 0 & \text{jeśli roczna stopa depozytowa w okresie } t \text{ pozostała bez zmian} \\ 1 & \text{jeśli roczna stopa depozytowa w okresie } t \text{ została podniesiona} \end{cases} \quad (1)$$

W badanym okresie LBC zdecydował się na 3-krotne obniżenie stopy rezerwy obowiązkowej, w tym 1 raz o 1,0 p.p. i 2 razy o 0,5 p.p., oraz na jej 24-krotne podniesienie, w tym 19 razy o 0,5 p.p. i 5 razy o 1,0 p.p. (tablica 2).

Tablica 2
Zmiany rocznej stopy rezerwy obowiązkowej dla 6 największych banków

Zmiana (w p.p.)	Liczba obserwacji	Udział w całości (w %)
-1,0	1	0,77
-0,5	2	1,54
0	103	79,23
0,5	19	14,62
1,0	5	3,85
Razem	130	100

Źródło: obliczenia własne

Podobnie jak w poprzednim przypadku uwzględniono jedynie trzy możliwe stany uporządkowanej zmiennej zależnej odzwierciedlającej decyzje LBC dotyczące stopy rezerwy obowiązkowej w danym miesiącu (równanie 2) – obniżkę (zmienna *ro* przyjmuje wartość -1), brak zmian (wartość 0) oraz podwyżkę (wartość 1).

$$ro_t = \begin{cases} -1 & \text{jeśli roczna stopa depozytowa w okresie } t \text{ została obniżona} \\ 0 & \text{jeśli roczna stopa depozytowa w okresie } t \text{ pozostała bez zmian} \\ 1 & \text{jeśli roczna stopa depozytowa w okresie } t \text{ została podniesiona} \end{cases} \quad (2)$$

Modele uporządkowanych zmiennych zależnych mają na celu przypisanie w każdym okresie badania określonego prawdopodobieństwa realizacji każdego

⁴ Innym wariantem było zwiększenie wagi obserwacji o niskim udziale w całości próby. Takie rozwiązanie ogranicza jednak możliwość uwzględnienia w badaniu rozkładu opóźnień i może być stosowane wyłącznie w przypadku estymacji modeli ze zmiennymi, które nie mają charakteru szeregu czasowego. W związku z tym ograniczono analizę wyników tylko do zaproponowanego powyżej rozwiązania. Dla porównania przeprowadzono również estymację jednego z modeli bez opóźnień na próbie ważonej.

z możliwych stanów zmiennej objaśnianej w zależności od wartości przyjmowanych przez zmienne objaśniające. W ujęciu technicznym estymacja takiego modelu polega na oszacowaniu odpowiednich parametrów (β) liniowego równania nieobserwowalnej zmiennej (y^*), odzwierciedlającej zmiany poszczególnych zmiennych objaśniających ($\mathbf{x}$) oraz wartości progowych (γ), które określają jaką wartość przyjmie uporządkowana obserwowalna zmienna objaśniana (y) w zależności od wartości nieobserwowalnej ciągłej zmiennej y^* [Maddala, 1994]. Przypadek takiego modelu dla uporządkowanej zmiennej zależnej z 3 stanami został opisany przez równania 3 i 4.

$$y_t = \begin{cases} -1 & \text{gdy } y_t^* \leq \gamma_1 \\ 0 & \text{gdy } \gamma_1 \leq y_t^* \leq \gamma_2 \\ 1 & \text{gdy } \gamma_2 \leq y_t^* \end{cases} \quad (3)$$

$$y_t^* = \mathbf{x}_t' \beta + \varepsilon_t \quad (4)$$

Estymacji modeli uporządkowanych zmiennych zależnych najczęściej dokonuje się przy pomocy metody największej wiarygodności (MNW), opartej na maksymalizacji funkcji wiarygodności⁵. W przypadku modeli uporządkowanych zmiennych zależnych maksymalizowana funkcja wiarygodności ma postać przedstawioną w równaniu 5, gdzie $1(\cdot)$ to funkcja charakterystyczna (indykator) przyjmująca wartość 1 jeśli jej argument jest prawdziwy.

$$l(\beta, \gamma) = \sum_{t=1}^N \sum_{i=-1}^1 \log(\Pr(y_t = i | \mathbf{x}_t, \beta, \gamma)) \cdot 1(y_t = i) \quad (5)$$

Ponadto wartości funkcji prawdopodobieństwa zawartej w funkcji wiarygodności dla uporządkowanej zmiennej zależnej z trzema stanami przedstawia równanie 6, gdzie $F(\cdot)$ to dystrybuenta rozkładu składnika losowego ε .

$$\begin{aligned} \Pr(y_t = -1 | \mathbf{x}_t, \beta, \gamma) &= F(\gamma_1 - \mathbf{x}_t' \beta) \\ \Pr(y_t = 0 | \mathbf{x}_t, \beta, \gamma) &= F(\gamma_2 - \mathbf{x}_t' \beta) - F(\gamma_1 - \mathbf{x}_t' \beta) \\ \Pr(y_t = 1 | \mathbf{x}_t, \beta, \gamma) &= 1 - F(\gamma_2 - \mathbf{x}_t' \beta) \end{aligned} \quad (6)$$

W tym badaniu, podobnie jak w innych badaniach posługujących się modelami uporządkowanych zmiennych zależnych przy analizie funkcji reakcji polityki pieniężnej [Kotłowski, 2006], [Spencer, 2006] przyjęto, że czynnik losowy ma rozkład logistyczny, co oznacza, że postać funkcji dystrybenty z równania 6 ma postać przedstawioną w równaniu 7. Opisany takimi równaniami model nosi nazwę trójmianowego modelu logitowego. Za przyjęciem takiego rozkładu

⁵ W poniższym badaniu w celu znalezienia maksymalnej wartości funkcji wiarygodności zastosowano zmodyfikowaną metodę Newtona-Raphsona (*quadratic hill-climbing*) zaproponowaną przez Goldfelda i Quandta [Griliches, Intriligator, 1983a].

składnika losowego przemawiają dwa czynniki. Po pierwsze, funkcja gęstości rozkładu logistycznego w porównaniu z alternatywną funkcją gęstości rozkładu normalnego (model probitowy) przyjmuje nieznacznie wyższe prawdopodobieństwo dla wartości położonych blisko średniej rozkładu oraz dla wartości położonych „w ogonach rozkładu” (tzw. grube ogony). Innymi słowy, wartości bardzo mało prawdopodobne mają wyższe prawdopodobieństwa przy zastosowaniu logistycznego rozkładu czynnika losowego niż w przypadku zastosowania rozkładu probitowego [Cramer, 2003]. Po drugie, ze względu na własności funkcji logistycznej i związane z tym własności modelu logitowego, łatwiejsza jest interpretacja otrzymanych ocen parametrów (por. równania 8 i 9).

Równocześnie zastosowanie modelu logitowego dla uporządkowanej zmiennej zależnej wymaga poczynienia założenia o proporcjonalności szans (regresji równoległych), czyli niezależności ilorazu prawdopodobieństw wystąpienia poszczególnych kategorii zdarzeń od wartości przyjmowanych przez zmienne objaśniane⁶. Zasadność przyjęcia tego założenia zostanie przetestowana w przypadku każdego z modeli oddzielnie.

$$F(x) = \frac{\exp(x)}{1 + \exp(x)} \quad (7)$$

Biorąc pod uwagę sytuację gospodarczą Chin w analizowanym okresie oraz realizowaną w tym czasie politykę pieniężną LBC, wyróżniono 8 możliwych zmiennych, które mogły istotnie wpływać na prawdopodobieństwo zmian rocznej stopy depozytowej oraz stopy rezerwy obowiązkowej dla 6 największych banków. Do grupy tych zmiennych należą:

- realna roczna dynamika PKB w Chinach⁷, która odzwierciedla możliwość przegrzania lub spowolnienia gospodarczego, co wymagałoby odpowiedniej reakcji polityki pieniężnej,
- wskaźnik wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych (inflacja CPI) w ujęciu rocznym,
- podawana kwartalnie roczna dynamika cen nieruchomości (*residential housing*) w 35 największych aglomeracjach Chin,
- roczna nominalna dynamika sprzedaży detalicznej dóbr konsumpcyjnych,
- tempo wzrostu rezerw walutowych Chin mierzone w juanach; ze względu na stosowanie przez LBC w analizowanym okresie systemu na przemian sztywnego i pełzającego kursu walutowego, tempo to może być interpretowane jako sygnał niedowartościowania lub przewartościowania kursu

⁶ Na przykład iloraz równań 8-ego i 9-tego jest niezależny od macierzy zmiennych objaśniających $\mathbf{x}$, co wynika wprost z właściwości funkcji logistycznej. Szerzej temat regresji równoległych opisany jest m.in. w [Gruszczyński (red.), 2010].

⁷ Pomimo udostępnionej przez chiński urząd statystyczny realnej rocznej dynamiki PKB, przeprowadzono szacunki tej zmiennej na podstawie podawanych dla znacznie dłuższego szeregu danych o nominalnym poziomie PKB w ujęciu narastającym (*year-to-date*) oraz podawanych po kwartałach deflatorów PKB. Było to podyktowane bardzo silnymi wahaniami szeregu oficjalnego i związaną z tym jego znacznie niższą istotnością w estymowanych modelach.

juana względem poziomu równowagi (Rubaszek 2003), co z kolei ma wpływ na przyszłą dynamikę cen i produkcji, a w konsekwencji kształt polityki monetarnej,

- roczna dynamika eksportu mierzona w juanach,
- tempo wzrostu wartości kredytów dla sektora niefinansowego udzielonych przez instytucje finansowe (bank centralny oraz instytucje bankowe) z wyłączeniem kredytów zagrożonych (*non-performing loans*),
- wskaźnik koniunktury PMI dla przetwórstwa przemysłowego w kategorii zatrudnienie przygotowywany przez HSBC, sygnalizujący zmiany w popycie na pracę; uzasadnieniem dla wykorzystania indeksu PMI jest brak wiarygodnych danych dotyczących rynku pracy w Chinach, w tym w szczególności danych dotyczących stopy bezrobocia.

Dla obu zmiennych publikowanych z częstotliwością kwartalną (PKB, ceny nieruchomości) dokonano przekształcenia szeregu czasowego do danych miesięcznych przy pomocy interpolacji wielomianem stopnia drugiego.

Opis wyników estymacji

Na podstawie analizy statystyk estymacji odpowiednich modeli logitowych dla okresu wrzesień 2000 – czerwiec 2010 jako zmienne mające istotny wpływ (przy poziomie istotności równym 5%) na roczną stopę depozytową LBC wyróżniono realną dynamikę PKB, inflację CPI oraz wskaźnik PMI w kategorii zatrudnienie. Ze względu na wysoką współliniowość dynamiki PKB oraz wskaźnika PMI⁸ obie zmienne nie mogły zostać użyte w ramach jednej specyfikacji równania. Ponadto z analizy korelacji krzyżowych pomiędzy zmiennymi objaśniającymi a zmienną objaśnianą oraz wartości przyjmowanych przez statystyki-z⁹ dla poszczególnych estymacji wynika, że decyzje LBC odnośnie do rocznej stopy depozytywnej są silniej zależne od przyszłych zmian zmiennych objaśniających niż od ich zmian bieżących. Innymi słowy, otrzymano wyższe wartości korelacji, statystyki-z oraz pseudo-R² (miara dopasowania modelu do danych stosowana w odniesieniu do estymacji modeli uporządkowanych zmiennych zależnych¹⁰) dla równań, w których jako zmienne objaśniające zostały zastosowane zmienne wyprzedzające. Najwyższe wartości statystyk otrzymano przy

⁸ Korelacja obu zmiennych w okresie IV 2004 – IX 2010 (tylko dla tego okresu dostępne są dane o PMI) wynosiła 0,56 i była istotnie wyższa od korelacji pomiędzy dynamiką PKB i inflacją CPI w tym samym okresie (0,16) oraz pomiędzy zmienną dr a dynamiką PKB (0,45) i wskaźnikiem PMI w kategorii zatrudnienie (0,36).

⁹ Statystyka-z obliczana jest analogicznie do statystyki t-studenta, jednakże jej rozkład zbiega asymptotycznie do rozkładu normalnego. Statystyka ta jest stosowana przy ocenie istotności parametrów dla estymacji przeprowadzonych przy użyciu metody największej wiarygodności [Griliches, Intriligator, 1983b].

¹⁰ W odróżnieniu od klasycznego współczynnika determinacji R² do obliczania współczynnika pseudo-R² używana jest maksymalna wartość funkcji wiarygodności. Dokładne omówienie metody oraz jej różnic względem klasycznego współczynnika determinacji zawiera praca Maddali [1994].

objaśnianiu decyzji LBC w okresie t przez inflację CPI z okresu $t + 4$, realną dynamikę PKB z okresu $t + 3$ oraz wskaźnik PMI w kategorii zatrudnienie z okresu $t + 1$. Wynika z tego, że LBC podejmował decyzje na podstawie oczekiwań dotyczących kształtowania się sytuacji makroekonomicznej w Chinach w kolejnych miesiącach oraz że oczekiwania te są silnie skorelowane z rzeczywistymi wartościami przyjmowanymi przez te zmienne makroekonomiczne. Pozwala to przyjąć, że oczekiwania LBC w krótkim okresie mają charakter racjonalny¹¹.

Wyniki estymacji modelu o najwyższym poziomie pseudo- R^2 (0,47) zostały przedstawione w tablicy 3. Równocześnie z wartościami statystyk estymacji tego samego modelu z wyłączeniem rozkładu opóźnień wynika, że doważenie w próbie obserwacji, w których roczna stopa depozytowa została zmieniona o więcej niż 27 pb. (por. przypis 4), poprawia dopasowanie modelu do danych o ok. 10%¹².

Tablica 3

Wyniki estymacji uporządkowanego modelu logitowego dla rocznej stopy depozytowej LBC

Nazwa zmiennej objaśniającej	Wartość oszacowanego parametru	Błąd standardowy	Wartość statystyki-z	Prawdopodobieństwo istotności zmiennej
GDP_{t+3}	0,94	0,29	3,26	0,00
CPI_{t+4}	0,83	0,23	3,65	0,00
Próg pierwszy	5,08	2,35	2,17	0,03
Próg drugi	17,00	4,12	4,14	0,00

Źródło: obliczenia własne

W celu zbadania, czy powyższy model spełnia założenie proporcjonalnych szans, co jak wspomniano powyżej jest warunkiem koniecznym do zastosowania modelu logistycznego, przeprowadzono 3 testy statystyczne: test Wolfe'a i Goulda, test Branta oraz test ilorazu wiarygodności dla uogólnionego logitowego modelu uporządkowanego z restrykcjami i bez restrykcji nałożonych na wartości przyjmowane przez parametry progowe [Gruszczyński (red.), 2010]. Wyniki wszystkich 3 testów¹³ wskazują, że nie ma powodu do odrzucenia hipotezy zerowej o równoległości regresji.

¹¹ Ze względu na brak szeregów czasowych o dostatecznej regularności i częstotliwości nie można było równocześnie przetestować faktycznych oczekiwań LBC dotyczących sytuacji makroekonomicznej.

¹² Wartość statystyki pseudo- R^2 dla modelu na zmiennych bez wag wyniosła 0,28 wobec 0,31 dla modelu na zmiennych z tego samego okresu z doważeniem obserwacji, w których roczna stopa depozytowa została podniesiona o więcej niż 27 pb.

¹³ Poziom istotności przy jakim należałoby odrzucić hipotezę zerową wyniósł dla testu Branta 25,8%, a dla testu Wolfe'a i Goulda oraz ilorazu wiarygodności po 11,1%.

Ze względu na nieliniowy charakter funkcji logistycznej interpretacja otrzymanych parametrów i tym samym analiza wrażliwości zmiennej zależnej na zmiany wartości przyjmowanych przez zmienne objaśniające wymaga przeprowadzenia dodatkowych obliczeń. Z samej wartości parametrów z tablicy 3 można wywnioskować jedynie, że wzrost dynamiki PKB i wzrost inflacji przyczyniają się do zwiększenia prawdopodobieństwa podwyżki stopy rezerwy obowiązkowej przez LBC (wskazuje na to dodatnia wartość parametru stojącego przy obu zmiennych) oraz że zmiana dynamiki PKB o 1 p.p. wpływa silniej na decyzje LBC niż taka sama zmiana inflacji CPI (wskazuje na to wyższa wartość parametru stojącego przy dynamice PKB niż przy inflacji).

W celu określenia wrażliwości prawdopodobieństwa decyzji na wartości przyjmowane przez zmienne objaśniające, konieczne jest obliczenie punktowych pochodnych wartości prawdopodobieństwa obniżki (równanie 8) oraz prawdopodobieństwa podwyżki (równanie 9) po zmiennych objaśniających [Kotłowski, 2006].

$$\frac{\partial P(y_t = -1)}{\partial x_{it}} = -\beta_i \frac{\exp(\gamma_1 - \mathbf{x}_t' \beta)}{(1 + \exp(\gamma_1 - \mathbf{x}_t' \beta))^2} = -\beta_i \cdot P(y_t = -1)[1 - P(y_t = -1)] \quad (8)$$

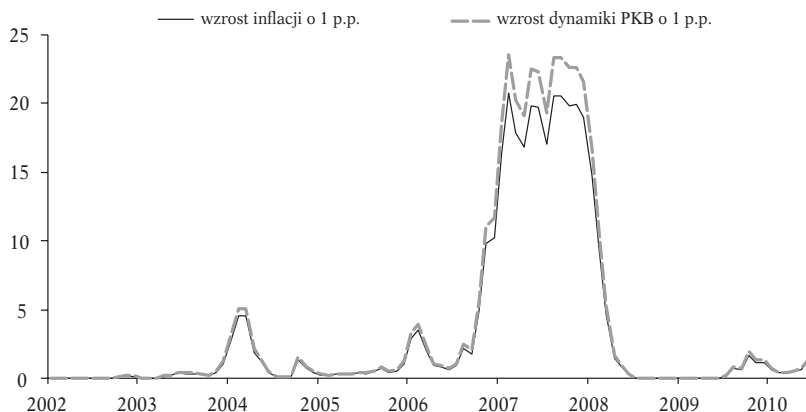
$$\frac{\partial P(y_t = 1)}{\partial x_{it}} = \beta_i \frac{\exp(\gamma_2 - \mathbf{x}_t' \beta)}{(1 + \exp(\gamma_2 - \mathbf{x}_t' \beta))^2} = \beta_i \cdot P(y_t = 1)[1 - P(y_t = 1)] \quad (9)$$

Zgodnie z uzyskanymi na podstawie powyższych równań wynikami obliczeń wzrost dynamiki PKB o 1 p.p. we wrześniu 2010 r. przekłada się na wzrost prognozowanego (*ex post*) prawdopodobieństwa podwyżki rocznej stopy depozytowej w czerwcu 2010 r. o 1,5 p.p. oraz ma bliski zeru wpływ na prognozowane prawdopodobieństwo obniżki. Wzrost inflacji CPI o 1 p.p. przekłada się na wzrost prognozowanego prawdopodobieństwa podwyżki w czerwcu 2010 r. o 1,3 p.p., nie ma natomiast wpływu na prognozowane prawdopodobieństwo obniżki stopy procentowej. Zmiany wrażliwości prawdopodobieństwa podwyżki rocznej stopy depozytowej na zmianę inflacji oraz dynamiki PKB w całym okresie badania przedstawia wykres 3¹⁴.

¹⁴ Należy jednak pamiętać, że ze względu na nieliniowość funkcji logitowej analiza pochodnej odzwierciedla jedynie wrażliwość zmiennej zależnej w danym punkcie i nie oznacza „faktycznego” wzrostu prawdopodobieństwa, gdyby zmienna objaśniająca wzrosła o 1 p.p. Dla porównania podnosząc wartość wrześniowej dynamiki PKB o 1 p.p. względem scenariusza bazowego (rzeczywistych wartości przyjmowanych przez zmienne) otrzymano wzrost prawdopodobieństwa podwyżki rocznej stopy depozytowej w czerwcu o 2,4 p.p. Równocześnie, podniesienie inflacji CPI o 1 p.p. względem scenariusza bazowego w październiku 2010 r. przełożyło się na wzrost prawdopodobieństwa podwyżki w czerwcu 2010 r. o 2,0 p.p.

Wykres 3

Zmiana prawdopodobieństwa podwyżki rocznej stopy depozytowej LBC pod wpływem zmian poszczególnych zmiennych objaśniających (w p.p.)



Źródło: obliczenia własne

W przypadku drugiej z uwzględnionych w badaniu zmiennych zależnych wyróżniono na podstawie analiz odpowiednich statystyk estymacji 3 zmienne z zestawu opisanych powyżej zmiennych objaśniających, które miały istotny (przy poziomie istotności równym 5%) wpływ na decyzję LBC odnośnie do zmian stopy rezerwy obowiązkowej dla 6 największych banków w okresie od lutego 2001 r. do września 2010 r. Zmienne te to inflacja CPI, dynamika PKB, a także dynamika cen nieruchomości. Z przeprowadzonych estymacji wynika, że modelem o najwyższym poziomie pseudo- R^2 (0,35), w którym wszystkie 3 powyżej wymienione zmienne mają istotny wpływ na zmienną zależną, jest Model 1 przedstawiony w tablicy 4. Wyższym poziomem pseudo- R^2 charakteryzowały się tylko modele, przy których estymacji nie uwzględniono zmiennej odzwierciedlającej zmiany cen nieruchomości, jednakże modele te znacznie gorzej prognozowały (*ex post*) podwyżki stopy rezerwy obowiązkowej na początku 2010 r. (model o najwyższym poziomie pseudo- R^2 (Model 2 w tablicy 4) prognozował prawdopodobieństwo podwyżki stopy rezerwy obowiązkowej w I kw. 2010 r. niższe o średnio 27 p.p. w porównaniu do modelu opisanego równaniami 12 i 13). Równocześnie, ze względu na problemy wynikające ze zbyt niskiej liczby obserwacji, w których stopa rezerw obowiązkowych została obniżona, nie można było przeprowadzić wszystkich testów weryfikujących założenie proporcjonalnych szans, a jedyny test, który udało się przeprowadzić (test Wolfe'a i Goluda) wskazał na konieczność odrzucenia hipotezy zerowej o proporcjonalności szans przy poziomie istotności równym 1%. Z tego względu dokonaliśmy estymacji logitowego modelu dla binarnej zmiennej zależnej¹⁵, która przyjmowała wartość 1 w sytuacji, gdy stopa rezerw obowiązkowych

¹⁵ Estymacja stosowanego zazwyczaj w sytuacji odrzucenia hipotezy proporcjonalnych szans uogólnionego modelu uporządkowanego.

została podwyższona i 0 w przeciwnym wypadku. Wyniki oszacowań (Model 3 w tablicy 4) wskazują, że wszystkie trzy wyróżnione w uporządkowanym modelu logitowym zmienne mają istotny, przy poziomie istotności równym 5%, wpływ na decyzje LBC dotyczące zmian stopy rezerw obowiązkowych. Ponadto ich relatywny wpływ na zmiany prawdopodobieństwa tej decyzji jest zbliżony do uzyskanego podczas estymacji Modelu 1. Również wysoki współczynnik korelacji (0,98) pomiędzy prognozami *ex post* podwyżki stopy rezerw obowiązkowych uzyskanymi z Modelu 1 i Modelu 3 w całym okresie próby potwierdza wnioski płynące z analizy wyników modelu logitowego uporządkowanej zmiennej zależnej. Wyniki uzyskane przy estymacji Modelu 1 potwierdza również estymacja identycznego modelu przy założeniu normalnego rozkładu czynnika losowego (model probitowy), która nie wymaga przyjęcia założenia o regresjach równoległych. Otrzymane szacunki parametrów (Model 4 w tablicy 4) są proporcjonalnie niższe od oszacowań parametrów modelu 1, co jest charakterystyczne dla modeli probitowych [Gruszczyński (red.), 2010]. Równocześnie w porównaniu z modelem 1 utrzymane zostały relatywna skala wpływu poszczególnych zmiennych na zmienną objaśnianą, a także poziom istotności poszczególnych parametrów, co tym samym nie stwarza podstaw do podważenia wniosków płynących z analizy modeli logitowych.

Tablica 4

Wyniki estymacji uporządkowanego modelu logitowego dla stopy rezerw obowiązkowych

Nazwa zmiennej objaśniającej	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
GDP_t	0,88 (0,20)	0,64 (0,21)	0,87 (0,23)	0,49 (0,11)
CPI_{t-1}	0,38 (0,12)		0,54 (0,14)	0,17 (0,06)
CPI_{t+4}		0,51 (0,16)		
$HPRICES_t$	0,07 (0,04)		0,07 (0,04)	0,04 (0,02)
Próg pierwszy	4,89 (1,78)	1,24 (1,78)		2,77 (0,95)
Próg drugi	12,93 (2,55)	9,05 (2,28)		7,09 (1,33)
<i>Pseudo-R</i> ²	0,34	0,38	0,42	0,34

W tabeli podano oszacowania parametrów dla poszczególnych modeli. W nawiasach podano błąd standardowy oszacowania.

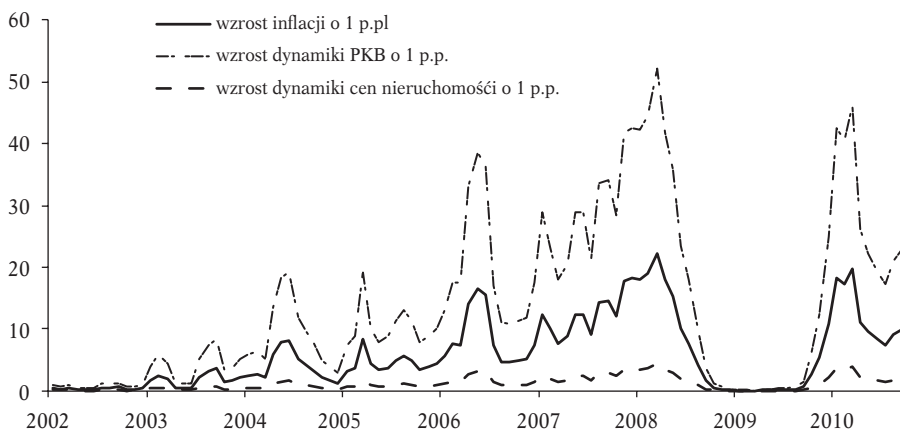
Źródło: obliczenia własne

Z przeprowadzonych obliczeń odpowiednich pochodnych punktowych wynika, że wszystkie zmienne mają dodatni wpływ na wzrost prawdopodobieństwa podwyżki stopy rezerwy obowiązkowej, przy czym najsilniejszy wpływ na decyzje LBC mają bieżące zmiany realnej dynamiki PKB (wzrost o 1 p.p.

przekłada się na wzrost prognozowanego prawdopodobieństwa podwyżki stopy rezerwy obowiązkowej we wrześniu 2010 r. o 22,8 p.p.), a w mniejszym stopniu zmiany inflacji CPI z poprzedniego miesiąca (wzrost o 1 p.p. przekłada się na wzrost prognozowanego prawdopodobieństwa we wrześniu 2010 r. o 9,7 p.p.) oraz bieżące zmiany dynamiki cen nieruchomości (wzrost o 1 p.p. przekłada się na wzrost prognozowanego prawdopodobieństwa we wrześniu 2010 r. o 1,9 p.p.). Wrażliwość prawdopodobieństwa podwyżki stopy rezerwy obowiązkowej na zmiany dynamiki PKB, inflacji CPI i dynamiki cen nieruchomości przedstawia wykres 4.

Wykres 4

Zmiana prawdopodobieństwa podwyżki rocznej stopy depozytowej LBC pod wpływem zmian poszczególnych zmiennych objaśniających (w p.p.)



Źródło: obliczenia własne

Analiza prognoz *ex post* oszacowanych modeli

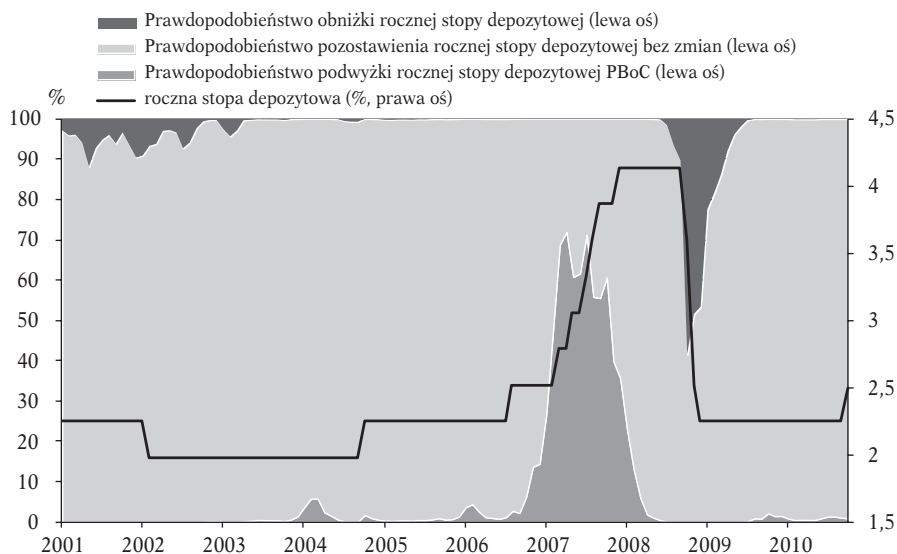
Kolejnym krokiem analizy determinant polityki pieniężnej była analiza prognoz *ex post* uzyskanych na podstawie opisanych w poprzednim podpunkcie modeli. Z otrzymanych prognoz wynika, że model objaśniający decyzje LBC odnośnie do rocznej stopy depozytowej (tablica 3) zaprognozował trafnie 5 z 8 (62,5%) podwyżek¹⁶, 1 z 4 (25,0%) obniżek, a także 103 ze 106 (97,2%) decyzji o pozostawieniu stopy bez zmian. Tym samym model ten wykazuje istotnie lepsze właściwości prognostyczne od prognozy naiwnej zakładającej w każdym przypadku brak zmian w polityce pieniężnej (poprawa trafności pro-

¹⁶ Jako trafną prognozę uznajemy sytuację, w której prognozowane na dany miesiąc prawdopodobieństwo podwyżki jest wyższe od łącznego prognozowanego prawdopodobieństwa obniżki i prognozowanego prawdopodobieństwa pozostawienia rocznej stopy depozytowej bez zmian, a w danym miesiącu rzeczywiście miała miejsce podwyżka stóp (zmienna *rd* przyjmuje wartość 1). W przypadku pozostałych możliwych realizacji zmiennej *rd* rozumowanie jest analogiczne.

gnoz wynosi 25,0%¹⁷). Rozkład prognozowanego prawdopodobieństwa zmian rocznej stopy depozytowej przez LBC od stycznia 2001 r. do czerwca 2010 r. przedstawia wykres 5.

Wykres 5

Roczna stopa depozytowa LBC i prawdopodobieństwo jej zmian



Źródło: obliczenia własne

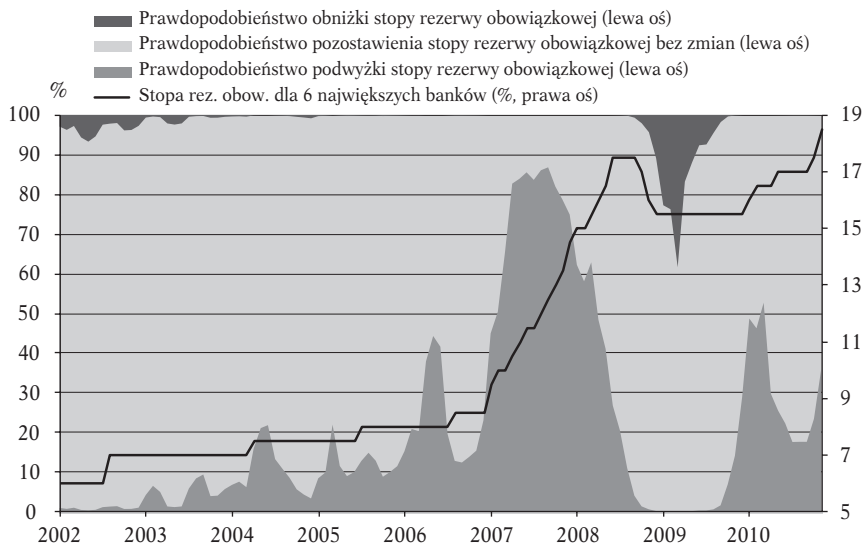
Warto przy tym zaznaczyć, że w okresie od marca do grudnia 2007 r., a więc w środkowej fazie cyklu zacieśniania polityki pieniężnej, prognozowane prawdopodobieństwo podwyżek stóp procentowych utrzymywało się powyżej 35%. Podobna sytuacja wystąpiła również w okresie rozluźniania polityki pieniężnej przez LBC (IV kw. 2008 r.), kiedy to prognozowane prawdopodobieństwo obniżki stóp utrzymywało się powyżej 45%. Oznacza to, że model w większości trafnie zaprognozował *ex post* ostatnie cykle zacieśnienia oraz rozluźnienia polityki pieniężnej przez LBC.

W przypadku modelu objaśniającego zmiany stopy rezerwy obowiązkowej przez LBC (tablica 4) trafność prognoz jest nieznacznie gorsza i wynosi odpowiednio 11 z 22 (50,0%) w przypadku podwyżek, 0 z 3 (0,0%) w przypadku obniżek i 87 z 91 (95,6%) w przypadku pozostawienia rezerwy obowiązkowej bez zmian. Równocześnie jednak ze względu na większą wariację zmiennej objaśnianej trafność prognoz oszacowanego modelu dla stopy rezerwy obowiązkowej jest wyższa o 28,0% w porównaniu z wynikami prognozy naiwnej. Rozkład prognozowanego prawdopodobieństwa zmian stopy rezerwy obowiązkowej przez LBC od stycznia 2002 r. do września 2010 r. przedstawia wykres 6.

¹⁷ Procentowe zmniejszenie odsetka nietrafionych prognoz w porównaniu z prognozą naiwną.

Wykres 6

Stopa rezerw obowiązkowych LBC i prawdopodobieństwo jej zmian



Źródło: obliczenia własne

Gorsze wyniki prognostyczne tego modelu w porównaniu z modelem dla rocznej stopy depozytowej są wynikiem spóźnionej prognozy cyklu obniżek stopy rezerwy obowiązkowej w IV kw. 2008 r. (wzrost prognozowanego prawdopodobieństwa obniżki powyżej 30% ma miejsce dopiero w marcu 2009 r.) oraz zbyt niskiego wzrostu prawdopodobieństwa podwyżek w pierwszych 3 kwartałach 2010 r., kiedy LBC zdecydował się na szybkie podnoszenie stopy rezerwy obowiązkowej (prawdopodobieństwo to było wyższe niż 50% jedynie w marcu 2010 r.).

Podsumowanie

Analiza empiryczna determinant polityki pieniężnej Ludowego Banku Chin pozwala wyciągnąć następujące wnioski.

W badanym okresie istotny wpływ na decyzje LBC dotyczące stopy depozytowej i rezerw obowiązkowych miała dynamika PKB i inflacja CPI. Zmienne te są argumentami w typowej funkcji reakcji banku centralnego, opisaney tzw. regułą stopy procentowej [Taylor, 1993]. Jednak reguła ta opisuje odpowiedź banku centralnego na występujące różnice pomiędzy produkcją bieżącą i potencjalną (rozmiar luki popytowej) oraz odchylenia inflacji od celu. Zastosowana przez nas metoda badawcza nie pozwala stwierdzić, w jakim stopniu te wielkości wpływały na decyzje LBC. Dostępne wyniki badań dotyczących funkcji reakcji LBC nie dają jednoznacznej odpowiedzi na pytanie o rolę luki popytowej i odchylenia inflacji od celu jako czynników wpływających na decyzje banku

centralnego dotyczące stóp procentowych [He, Pauwels, 2008], [Fan et. al., 2011], [Xiong, 2011]. Rola luki popytowej i odchyleń inflacji od celu w decyzjach LBC stanowi zatem interesujący obszar dla dalszych badań.

O ile na decyzje LBC dotyczące stopy rezerw obowiązkowych w badanym okresie istotny wpływ wywierała bieżąca dynamika PKB i opóźniona inflacja, o tyle poziom stopy depozytowej był kształtowany przez LBC pod wpływem przyszłej wartości tych zmiennych. Sugeruje to, że mimo istotnie ograniczonej niezależności operacyjnej, decyzje banku centralnego dotyczące parametrów polityki pieniężnej były w pewnym stopniu zorientowane na przyszłość¹⁸. Jest to zgodne z teorią polityki monetarnej. Teoria ta postuluje, aby ze względu na występujące w mechanizmie transmisji opóźnienia pomiędzy zmianami parametrów polityki pieniężnej i ich najsilniejszym wpływem na inflację, zmiany tych parametrów były dokonywane z odpowiednim wyprzedzeniem [Bofinger, 2001], [Wojtyna, 2004].

Badanie wykazało istotny wpływ dynamiki cen nieruchomości na decyzje dotyczące stopy rezerw obowiązkowych. Odnotowany w pierwszych trzech kwartałach 2010 r. silny wzrost cen nieruchomości nastąpił mimo wcześniejszego zaostrzenia regulacji makroostrożnościowych (m.in. wzrostu udziału wkładu własnego w kredytach hipotecznych) i ustanowienia odgórnego limitu na wielkość udzielonych kredytów w Chinach w 2010 r. Wzrost cen nieruchomości sygnalizował znaczące ryzyko powstania bańki spekulacyjnej na tym rynku [Ito, 2010]. Wsparciem dla tezy o istotnym wpływie sytuacji na rynku nieruchomości na politykę pieniężną w Chinach, była podwyżka trzech głównych stóp procentowych w październiku 2010 r. Nastąpiła ona mimo oczekiwanego przez rynek obniżenia dynamiki PKB i inflacji w kolejnych miesiącach. Decyzję o podwyżce stopy kredytowej i depozytowej LBC uzasadnił potrzebą stabilizowania oczekiwań inflacyjnych oraz „utrwalenia osiągnięć w regulowaniu rynku nieruchomości” [People’s Bank of China, 2010]. Istotny wpływ cen nieruchomości na politykę LBC, może stanowić zwiastun zmian w funkcjach reakcji głównych banków centralnych, w kierunku sugerowanego w literaturze równoczesnego wykorzystywania instrumentów polityki pieniężnej i narzędzi polityki makroostrożnościowej w celu przeciwdziałania bańkom spekulacyjnym na rynku nieruchomości [Allen, Rogoff, 2011].

Bibliografia

- Allen F., Rogoff K., [2011], *Asset prices, financial stability and monetary policy*, [w:] *The Riksbank’s inquiry into the risks in the Swedish housing market*, Sveriges Riksbank, www.riksbank.se
- Blinder A.S., Ehrmann M., Fratzscher M., De Haan J., Jansen D.J., [2008], *Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence*, „Journal of Economic Literature”, American Economic Association, Vol. 46(4), 910-45.

¹⁸ Do podobnego wniosku prowadzą wyniki badań przeprowadzonych przez Xionga [2011]. Wykazał on statystycznie istotny wpływ przyszłej inflacji (z wyprzedzeniem czterech kwartałów) na indeks zmian polityki pieniężnej.

- Bofinger P., [2001], *Monetary Policy: Goals, Institutions, Strategies, and Instruments*, Oxford University Press, New York.
- Burdekin R.C.K., Siklos P.L., [2008], *What has driven Chinese monetary policy since 1990? Investigating the People's bank's policy rule*, „Journal of International Money and Finance”, No. 27, 847-859.
- Cramer J.S., [2003], *Logit Models from Economics and Other Fields*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Dickinson D., Liu J., [2007], *The real effects of monetary policy in China: An empirical analysis*, „China Economic Review”, No. 18, 87-111.
- Fan L., Yu Y., Zhang C., [2011], *An empirical evaluation of China's monetary policies*, „Journal of Macroeconomics”, No. 33, 358-371.
- Freeman C.W., Yuan W.J., [2011], *China's exchange rate politics. Decoding the cleavage between the Chinese Ministry of Commerce and the Peoples Bank of China*, Center for Strategic and International Studies.
- Goodfriend M., Prasad E., [2006], *A Framework for Independent Monetary Policy in China*, IMF Working Paper, WP/06/111.
- Griliches Y., Intriligator M.D. (ed.), [1983a], *Handbook of econometrics*, tom 1, Amsterdam.
- Griliches Y., Intriligator M.D. (ed.), [1983b], *Handbook of econometrics*, tom 2, Amsterdam.
- Gruszczyński M. (red.), [2010], *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Warszawa.
- He D., Pauwels L.L., [2008], *What Prompts the People's Bank of China to Change its Monetary Policy Stance? Evidence from a Discrete Choice Model*, Working Paper, No. 06, Hong Kong Monetary Authority.
- Ito T., [2010], *China's property bubble is worse than it looks*, Financial Times, 16.03.2010.
- Kotłowski J., [2006], *Funkcje reakcji Rady Polityki Pieniężnej – analiza logitowa*, Bank i Kredyt, nr 37 (4), Warszawa.
- Liu L., Zhang W., [2010], *A New Keynesian model for analyzing monetary policy in Mainland China*, „Journal of Asian Economics”, No. 21, 540-551.
- Ma G., McCauley R., [2007], *Do China's capital controls still bind? Implications for monetary autonomy and capital liberalization*, BIS Working Paper, No. 233, Bank for International Settlements.
- Maddala G.S., [1994], *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge.
- People's Bank of China, [2002-2010], *China Monetary Policy Report* (kwartalne i roczne raporty z realizacji polityki pieniężnej), Monetary Policy Analysis Group of the People's Bank of China, <http://www.pbc.gov.cn>
- Qin D., Quising P., He X., Liu S., [2005], *Modelling Monetary Transmission and Policy in China*, „Journal of Policy Modelling”, No. 27, 157-175.
- Reade J.J., Volz U., [2010], *Chinese Monetary Policy and the Dollar Peg*, School of Business & Economics Discussion Paper, 35, Freie Universitaet Berlin.
- Rubaszek M., [2003], *Model równowagi bilansu płatniczego. Zastosowanie wobec kursu złotego*, Bank i Kredyt, nr 34 (5).
- Spencer K., [2006], *Reaction Function of Bank of England MPC Members: Insiders versus Outsiders*, University of Surrey Discussion Papers in Economics, nr 06.
- Taylor J.B., [1993], *Discretion versus Policy Rules in Practice*, Carnegie-Rochester Series on Public Policy 39, 195-214.
- Wojtyna A., [2004], *Szkice o polityce pieniężnej*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Xinhua, [2010], *CPC sets targets for 12th Five-Year Program*, http://www.china.org.cn/china/2010-10/27/content_21214648.htm.
- Xiong W., [2011], *Measuring the monetary policy stance of the People's Bank of China: An ordered probit analysis*, China Economic Review, doi:10.1016/j.chieco.2011.04.002.

- Zhang W., [2009], *China's monetary policy: Quantity versus price rules*, „Journal of Macroeconomics”, No. 31, 473-484.
- Zhang Z., Shi N., Zhang X., [2011], *The Basket Currency in China's New Exchange Rate Regime: Optimal Composition and Implications on Currency*, SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1746961>

Źródła danych: CEIC, Reuters, People's Bank of China, HSBC, Bank for International Settlements

THE MONETARY POLICY OF THE PEOPLE'S BANK OF CHINA

Summary

The article discusses the results of an empirical analysis of the determinants of monetary policy in China during the period of January 2000 to September 2010. The analysis was conducted using models of ordered dependent variables. The research took into account eight possible variables that could significantly influence the likelihood of changes in the annual deposit rate and the required reserve rate for the six largest banks: (1) real annual GDP growth in China; (2) the consumer price index (CPI); (3) the increase/decrease of real estate prices in the 35 largest urban areas in China; (4) the growth of retail sales of consumer goods; (5) the growth of China's foreign reserves; (6) export growth; (7) the growth of loans to the non-financial sector; and (8) the purchasing managers index (PMI).

GDP growth and lagged CPI inflation had a significant impact on the decisions of the People's Bank of China on the required reserve rate in the analyzed period, the authors say. In turn, the future values of these variables were factors that influenced the level of the deposit rate. This suggests that, despite the lack of independence in shaping monetary policy, the decisions of the People's Bank of China on interest rates were to an extent dictated by its own assessment of the outlook for economic growth and inflation. The study also revealed that the growth of real estate prices had a significant influence on the required reserve rate. This may be a harbinger of changes in the monetary policy reaction functions of key central banks in favor of a simultaneous use of monetary and macro-prudential policy tools to counter speculative bubbles on the real estate market.

The applied research method did not make it possible to determine to what extent the demand gap and the deviation of inflation from the target influenced the decisions of the People's Bank of China in the analyzed period, Borowski and Czerniak say. The role of these factors in China's monetary policy is therefore an interesting area for further research, the authors conclude.

Keywords: China, People's Bank of China, monetary policy, monetary policy reaction function

JEL classification codes: C25, E43, E58
