

Wpływ wprowadzenia limitów dla transakcji gotówkowych typu B2B w Polsce w 2017 r. na wartość obiegu gotówkowego*

Arkadiusz Manikowski**

W opracowaniu poddano analizie wpływ wprowadzenia w 2017 roku limitu do 15 tys. zł na transakcję gotówkowe typu B2B w Polsce na wartość gotówki obiegu. W tym celu wykorzystano ekonometryczny model ARDL popytu na pieniądź. Uzyskane wyniki dowodzą, że wprowadzenie limitów spowodowało wzrost obiegu w 2017 r. o 2,16 p.p. mniej w stosunku do sytuacji bez takich ograniczeń. Zmianę tę można uznać za istotną na poziomie istotności powyżej 0,05. Jednak w drugim roku obowiązywania limitu na płatności gotówkowe, czyli w 2018 r. wykazano brak wpływu limitu na zapotrzebowanie na gotówkę.

Słowa kluczowe: banknoty, popyt na gotówkę, płatności gotówkowe, limit płatności, szara strefa.

Nadesłany: 16.02.2021 | Zaakceptowany do druku: 20.06.2021

Impact of the limit introduction for B2B cash transactions on the value of cash circulation in Poland in 2017

The study analyses the impact of the introduction of 15,000 zloty limit for a B2B cash transaction for the value of cash in circulation in Poland in 2017. For this purpose, the econometric ARDL model of the demand for money was used. The obtained results prove that the introduction of limits caused an increase in cash circulation in 2017 by 2.16 pp. less in relation to a situation without such limits. This change is significant at the level of above 0.05. However, in the second year of the implementation of the limit, i.e. in 2018, no effect on the demand for cash was observed.

Keywords: banknotes, demand for cash, cash payments, payment limit, informal economy.

JEL: E260, E410, E510

* Przedstawione tutaj wnioski stanowią opinie Autora i nie prezentują oficjalnego stanowiska żadnej instytucji. Główne tezy artykułu zostały zaprezentowane przez autora na konferencji *Shaping a New Reality of Cash* zorganizowanej przez NBP w Warszawie w dniach 29–31 maja 2019 roku.

** **Arkadiusz Manikowski** – dr, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Warszawski, Polska, Departament Emisyjno-Skarbcowy Narodowy Bank Polski, Polska; <https://orcid.org/0000-0002-2687-8757>.
Adres do korespondencji: Wydział Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego, ul. Szturmowa 1/3, 02-678 Warszawa, Polska; email: amanikowski@wz.uw.edu.pl.

1. Wprowadzenie

Zgodnie z art. 22 Ustawy o swobodzie działalności gospodarczej od 1 stycznia 2017 roku obowiązuje w Polsce limit jednorazowych płatności gotówkowych dokonywanych przez przedsiębiorców w wysokości 15 tys. złotych. Do głównych powodów wprowadzania ograniczeń tego typu należą:

- przeciwdziałanie praniu pieniędzy,
- walka z szarą strefą, a tym samym z unikaniem płacenia podatków,
- walka ze zorganizowaną przestępczością i terroryzmem.

Wydaje się, że ograniczenie to powinno wpłynąć na intensywność wykorzystania w transakcjach banknotów o wysokich nominałach. W dostępnej literaturze autor nie spotkał się z analizami wykazującymi, czy limity na płatności gotówkowe wprowadzone w innych krajach wpłynęły na zapotrzebowanie na pieniądź gotówkowy, ani tym bardziej, jaka jest skala redukcji tego popytu. Jedynie w artykule Rainone i Valentini (2018) pokazano skutki zwiększenia limitu transakcji gotówkowych we Włoszech, co miało miejsce 1 stycznia 2016 roku, na wielkość obiegu gotówkowego. Autorzy, stosując analizy ekonometryczne, wykazali, że zwiększenie limitów doprowadziło do istotnego wzrostu zapotrzebowania na nominały 100 i 200 euro dla celów transakcyjnych. Pokazali również, że możliwość wglądu do szczegółowego (dziennego) stanu kont rachunków bieżących przez organy podatkowe dla celów unikania podatków, spowodowała wzrost zapotrzebowania na najwyższy nominał €500.

Z bardziej obszernymi analizami można się spotkać jedynie w przypadku potencjalnych skutków wprowadzenia limitów na wielkość szarej strefy. Jednym z tego typu przykładów jest raport Ernst&Young (2016) dotyczący krajów Europy Środkowej i Południowej, w którym przedstawione są analizy mające, zdaniem autorów raportu, wspomóc polityków w podejmowaniu decyzji o zakresie wprowadzonych limitów. Nie przedstawiają natomiast rzeczywistych skutków wprowadzonych limitów w poszczególnych krajach.

Warto również wspomnieć o działaniach Komisji Europejskiej, która przyjrzała się celowości wprowadzenia unijnego, standardowego limitu dla płatności gotówkowych z przeznaczeniem do zwalczania finanso-

wania terroryzmu. Komisja Europejska (KE) doszła do wniosku, że obowiązujące w całej UE pułapy płatności gotówkowych nie rozwiążą obecnie w odpowiedni sposób problemu finansowania terroryzmu. W czerwcu 2018 r. ogłosiła, że żadne plany dotyczące unijnego ograniczenia płatności gotówkowych nie będą realizowane (European Commission, 2018). Swoją decyzję oparła na dwóch przeprowadzonych konsultacjach społecznych, w których uczestniczyły również zainteresowane grupy zawodowe i instytucje (European Commission, 2017; Ecorys, 2017). Niecałe 95% ankietowanych, czyli znaczna część społeczeństwa UE, sprzeciwiła się ograniczeniom dotyczącym płatności gotówkowych. Wątpliwości co do jego skuteczności znalazły się wśród argumentów przytaczanych przez uczestników badania. Biorąc wszystko pod uwagę, KE doszła do wniosku, że pułapy płatności gotówkowych co do zasady nie będą zniechęcać przestępców do popełniania czynów zabronionych, zwłaszcza w przypadku przestępstw w związku z uchylaniem się od opodatkowania lub finansowaniem terroryzmu.

Jak wspomniano, dotychczas nie przeprowadzono zbyt wielu analiz skutków wprowadzenia limitów na płatności gotówkowe. Chcąc w pewnym stopniu uzupełnić zaistniałe braki, autor artykułu zdecydował się na próbę oceny wpływu wprowadzenia limitu gotówkowego na wielkość popytu na gotówkę w Polsce. Analizy te poprzedzają, przedstawiony w części pierwszej, przegląd limitów wprowadzonych w innych krajach europejskich. W części drugiej opisano ogólny model popytu na pieniądź, który był podstawą konstrukcji modelu ekonometrycznego typu ARDL (*AutoRegressive Distributed Lag*) opisanego w części trzeciej wraz z opisem danych statystycznych, na podstawie których model ten został oszacowany. Wyniki oszacowań zaprezentowano w części czwartej. Opracowanie kończy podsumowanie.

2. Ograniczenia na transakcje gotówkowe w krajach europejskich

Polska nie jest jedynym krajem, w którym wprowadzono limity na transakcje gotówkowe. Podobną tendencję można zaobserwować w innych krajach Europy. Zdecydowana ich większość posiada takie limity, których poziom wraz ze szczegółowym opi-

sem został przedstawiony w tabeli 1. Są one ustalane na różnych poziomach i dotyczą różnych sposobów dokonywania transakcji i podmiotów biorących w nich udział.

Tabela 1. Limity na transakcje gotówkowe w krajach Europy

Kraj	Wysokość limitu i czas obowiązywania	Uwagi
Belgia	Obowiązuje od 1 stycznia 2014 – 3000 euro	Limit dotyczy płatności w relacjach przedsiębiorca–klient (C2B i B2C) oraz przedsiębiorca–przedsiębiorca (B2B). Próg ten obejmuje zakup zarówno dóbr, jak i usług, przy czym w przypadku zakupu nieruchomości płatności gotówkowe są w ogóle niedozwolone.
Bułgaria	Obowiązuje od 1 stycznia 2016 roku – 10 000 BGN	Limit dotyczy płatności w relacjach klient–klient (C2C), przedsiębiorca–klient (B2C i C2B) oraz przedsiębiorca–przedsiębiorca (B2B).
Chorwacja	– 105 000 HRK (ok. 24 500 euro) w przypadku osób fizycznych – rezydentów – 15 000 euro w przypadku gdy os. fizyczna, strona transakcji jest nierezydentem B2B – 5000 HRK (ok. 650 euro) w przypadku rezydentów – 15 000 euro w przypadku gdy os. prawna, strona transakcji jest nierezydentem	Limity dotyczą relacji C2B. W Chorwacji nie ma limitów dla dokonywania płatności w formie gotówkowej między osobami fizycznymi.
Czechy	Obowiązuje od 1 grudnia 2014 roku – 270 000 CZK dziennie	Dodatkowo istnieje limit dotyczący obowiązku akceptowania monet w liczbie do 50.
Dania	Formalnie brak W praktyce ograniczenia: – 75 000 DKK – 50 000 DKK – 10 000 DKK	W Danii formalnie nie wprowadzono limitów w zakresie możliwości dokonywania płatności w formie gotówkowej, lecz szereg aktów prawnych wprowadza innego typu ograniczenia w tym zakresie.
Francja	Obowiązują od 1 września 2015 roku – 1000 euro w przypadku rezydentów podatkowych (dłużników) – 15 000 euro w przypadku nierezydentów podatkowych (dłużników)	Próg 1000 euro obowiązuje, jeżeli dłużnik jest rezydentem podatkowym, a 15 000 euro, jeżeli dłużnik jest nierezydentem podatkowym. Limity dotyczą płatności w relacjach B2C/C2B oraz między przedsiębiorcami B2B.
Grecja	Obowiązują od 1 stycznia 2012 roku – 1500 euro (C2B) – 3000 euro (B2B)	W relacjach między klientami a przedsiębiorcami (C2B) płatności powyżej 1500 euro powinny być dokonywane bezgotówkowo, zaś między przedsiębiorcami (B2B) powyżej kwoty 3000 euro.
Hiszpania	Obowiązują od grudnia 2015 roku – 1000 euro dla rezydentów – 15 000 euro, jeżeli płatnik jest osobą fizyczną, nierezydentem, a płatność nie jest związana z jego działalnością zarobkową	Limit ten dotyczy płatności w relacjach B2C/C2B oraz przedsiębiorca–przedsiębiorca (B2B). Próg ten nie dotyczy płatności lub depozytów dokonywanych w instytucjach kredytowych.
Litwa	Obowiązują od 1 stycznia 2016 roku – 500 euro (C2C i B2C) – Tylko bezgotówkowo (B2B) – wcześniej wprowadzone	Limit obowiązuje w relacjach między klientami (C2C) i między przedsiębiorcami a klientami (B2C).

Łotwa	7200 euro	Limit ten dotyczy płatności w relacjach przedsiębiorca–przedsiębiorca (B2B) oraz przedsiębiorca–konsument (B2C).
Polska	Obowiązuje od 1 stycznia 2017 roku 15 000 zł. Wcześniej równowartość 15 000 euro przeliczonych na złote od 2 lipca 2004 roku.	Limit ten dotyczy płatności w relacjach B2B. Od 1 stycznia 2022 zacznie obowiązywać nowy limit wynoszący 8000 zł. Dodatkowo wprowadzony zostanie limit 20 000 zł dla płatności konsumenckich (C2B).
Portugalia	Obowiązują od 23 sierpnia 2017 roku – 3000 euro dla rezydentów. – 10 000 euro dla osób fizycznych, nierezydentów, nieprowadzących działalności gospodarczej	
Rumunia	Obowiązują od 9 maja 2015 roku – 50 000 RON – C2C – 5000/10 000 RON – B2B, B2C/C2B	
Słowacja	Obowiązują od 1 stycznia 2013 roku – 5000 euro dla osób fizycznych (B2B, B2C/C2B) – 15 000 euro dla przedsiębiorców (C2C)	
Słowenia	– 5000 euro (B2C/C2B) – 420 euro (B2B)	
Węgry	Obowiązuje od 1 stycznia 2012 roku 1,5 miliona HUF miesięcznie (ok. 20 000 PLN) – B2B	
Włochy	Obowiązują od 1 stycznia 2016 roku – 3000 euro. Wcześniej 1000 euro obowiązujące od 6 grudnia 2011 roku	Limit ten dotyczy płatności między konsumentami (C2C), w relacjach B2C/C2B oraz płatności między przedsiębiorcami (B2B). Od zasady tej jest wyjątek związany z wydatkami dokonywanymi przez turystów, tzn. płatności, w których płatnik jest konsumentem-nierezydentem, limit wzrasta do 15 000 euro.

Źródło: opracowanie na podstawie materiałów DSP NBP wraz z własnymi uaktualnieniami.

Do 2017 roku w Polsce obowiązywał limit 15 tys. euro na transakcje B2B. Od 1 stycznia 2017 roku limit ten obniżono do 15 tys. złotych.

3. Model popytu na pieniądź gotówkowy

Standardowy model popytu na pieniądź zakłada wpływ następujących wielkości na poziom zapotrzebowania na gotówkę¹:

- wielkość wydatków lub dochodów (tzw. *scale variable*),
- koszt alternatywny wyrażony za pomocą (długoterminowych) stóp procentowych (w przypadku alternatyw w postaci akty-

- wów finansowych) lub inflacji (w przypadku alternatyw w postaci aktywów rzeczowych)² (tzw. *opportunity cost*),
- korzyści z posiadania gotówki wyrażony często krótkoterminowymi stopami procentowymi (tzw. *own rate*).

W niniejszych analizach ograniczono się do trzech pierwszych wielkości, co prowadzi do uwzględnienia w rozważaniach długoterminowego modelu popytu na pieniądź następującej postaci³:

$$M_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot Y_t + \beta_2 \cdot I_t + \beta_3 \cdot C_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie znaczenie poszczególnych oznaczeń jest następujące: M_t – wartość gotówki

w obiegu; Y_t – wydatki/dochody; I_t – stopa procentowa; C_t – inflacja.

Parametry β_j mierzą wrażliwość popytu na gotówkę na skutek zmian poszczególnych zmiennych. Oczekuje się dodatniego znaku β_1 , ujemnego znaku parametru β_2 w przypadku, gdy stopy procentowe będą oznaczać koszt alternatywny lub dodatniego, gdy stopy będą reprezentowały korzyści z posiadania gotówki, ujemnego znaku parametru β_3 w przypadku, gdy inflacja będzie wyrażała koszt alternatywny w aktywa trwałe⁴.

4. Dane i metodologia

W rozważaniach wykorzystano dane kwartalne nieodsezonowane⁵, pochodzące z okresu od 2000:1 do 2017:4 (72 dane). Ponieważ wprowadzenie limitu na płatności gotówkowe może w głównej mierze wpływać na zapotrzebowanie na wysokie nominały banknotów, w rozważaniach ograniczono się do realnych wartości obiegu banknotów 100–500 zł jako miary popytu na pieniądź (dane NBP). Dochody wyrażono za pomocą realnego PKB (dane GUS), stopę procentową za pomocą WIBOR 3M (dane NBP) oraz inflację za pomocą wskaźnika CPI (dane GUS). Do wyznaczenia wartości realnych wykorzystano w formie deflatora wskaźnik inflacji⁶.

Wiele analiz prowadzonych nie tylko przez Autora (Manikowski, 2017) wykazywało istnienie kointegracji między zmiennymi opisującymi zachowanie się popytu na pieniądź gotówkowy. Jednak ze względu na fakt, że zmienne te są zintegrowane w różnym stopniu (co będzie dalej pokazane), zdecydowano się na wykorzystanie w analizach modelu ARDL (*AutoRegressive*

sive Distributed Lag), opracowanego przez Pesarana i Shina (1999), który jest zalecany przez Pesaran i in. (2001) w przypadku analizy kointegracji. Dopuszcza on badanie kointegracji testem granic (*bounds test*) wśród zmiennych z różnym stopniem integracji (patrz też Lebo i Kraft, 2017; De Boef i Keele, 2008). Te własności modelu ARDL czynią go bardziej przydatnym w niniejszych analizach niż wektorowy model z korektą błędem (VECM), który wymaga, aby wszystkie zmienne były zintegrowane w równym stopniu, zazwyczaj I(1). Dodatkowym atutem stosowania modelu ARDL jest jego przydatność w przypadku dostępności niezbyt licznych prób oraz możliwość estymacji parametrów metodą KMNK. Dodatkowo model ARDL pozwala na uwzględnianie różnorodnych wielkości opóźnień dla poszczególnych zmiennych.

Model ARDL był wykorzystywany do opisanego zachowania się popytu na pieniądź (w postaci różnych agregatów) m.in. przez Halicioglu i Urgur (2005) dla Turcji, Bahmani-Oskooee i Rehman (2005) dla 7 krajów azjatyckich (Indie, Indonezja, Malezja, Pakistan, Filipiny, Singapur i Tajlandia), Akinlo (2006) dla Nigerii, Samreth (2008) dla Kambodży, Long i Samreth (2008) dla Filipin, Baharumshah i in. (2009) dla Chin, Achسانی (2010) dla Indonezji, Dritsakis (2011) dla Węgier, Hossain (2012) dla Australii, Iqbal (2011) dla 10 krajów Azji, Lee, Chang (2012) dla Chin.

Reasumując, używanie w analizach zmiennych o różnych stopniach integracji z możliwością występowania kointegracji oraz stosunkowo niezbyt liczna próba spowodowały, że w niniejszych analizach wykorzystano podejście ARDL w postaci następującego modelu (tzw. *unrestricted Error Correction Model*):

$$\Delta Y_t = c + \alpha_0 \cdot Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \cdot X_{j,t-1} + \sum_{l=1}^{p-1} \alpha_{1,l} \cdot \Delta Y_{t-l} + \sum_{j=1}^k \sum_{l=0}^{qj-1} \beta_{j,t-1} \cdot \Delta X_{j,t-l} + \gamma \cdot D_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

gdzie

Y_t – zmienna zależna oznaczająca realną wartość wysokich nominałów 100–500 zł w obiegu *b100–500val* (wartości skorygowano za pomocą wskaźnika CPI);

X_t – wektor zmiennych niezależnych reprezentujących czynniki mające wpływ na zmienną Y : realny PKB, wskaźnik CPI,

stopy procentowe WIBOR 3M, czyli $X_t = (PKB_t, INF_t, WIBOR_t)$;

D_t – wektor zmiennych deterministycznych binarnych reprezentujących sezonowość (zmienne *SEAS(1)–SEAS(4)*) oraz kryzys w 2008 zapoczątkowany upadkiem banku Lehman Brothers (zmienna *ROK2008*).

Z (2) można wyznaczyć relację długoterminową (tzw. *error correction term*) w modelu typu *restricted intercept and no trend* (ze stałą w relacji długoterminowej i bez stałej w relacji krótkoterminowej) następującej postaci:

$$Y_t = -\frac{c}{\alpha_0} - \sum_{j=1}^k \frac{\alpha_j}{\alpha_0} \cdot X_{j,t} \quad (3)$$

z parametrem α_0 oznaczającym szybkość dostosowań zmiennych do stanu równowagi (*Speed of Adjustment*).

Wprowadzenie ograniczenia do 15 tys. zł na transakcje gotówkowe B2B potraktowano z modelowego punktu widzenia jako zmianę strukturalną mającą wpływ na składową deterministyczną (wyraz wolny) procesu generującego dane.

Zgodnie z publikacją Gosińskiej (2015) wiąże się to z koniecznością wprowadzenia do modelu dodatkowej zmiennej binarnej (*restr_15*) następującej postaci:

$$restr_{15}_t = \begin{cases} 0 & \text{dla } t < 2017Q1 \\ 1 & \text{dla } t \geq 2017Q1 \end{cases} \quad (4)$$

Według Gosińskiej (2015) w przypadku modelu typu VECM należy tę zmienną wprowadzić zarówno do części długo-, jak i krótkoterminowej. Oznacza to, że w analogiczny sposób należy takie zmiany wprowadzić w modelu ARDL, co w efekcie jest równoważne z rozszerzeniem wektora zmiennych X o zmienną *restr_15*. Tym samym otrzymano nowy wektor zmiennych $X_t^* = (PKB_t, INF_t, WIBOR_t, restr_{15}_t)$.

Analizę kointegracji między zmiennymi przeprowadzono z wykorzystaniem tzw.

testu granic (*bounds test*) wg następującej procedury:

1. Wyznaczenie wartości statystyki F w teście Walda z hipotezą zerową w postaci:

$$H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0.$$

2. Jeżeli F statystyka leży poza obszarem wyznaczonym przez dwie wartości krytyczne testu granic, można zdecydowanie wnioskować bez wiedzy o stopniu integracji zmiennych:

a. Jeżeli leży poniżej, to brak podstaw do odrzucenia H_0 .

b. Jeżeli leży powyżej, to jest podstawa do odrzucenia H_0 .

3. Jeżeli F statystyka leży w obszarze, należy zbadać stopień integracji zmiennych. Wniosek: brak możliwości wnioskowania (wynik nieokreślony).

Test granic posłużył również do wykazania zasadności stosowania jednorównaniowego modelu przez analizę istotności relacji długoterminowej w trzech dodatkowych modelach ze zmiennymi zależnymi *PKB*, *INF* i *WIBOR*.

5. Wyniki obliczeń

Analiza szeregów czasowych pod kątem ich stacjonarności z wykorzystaniem testów ADF, PP i KPSS dla przyrostów czwartego rzędu (Δ_4) wykazała, że wartości wysokich nominałów w obiegu i PKB są przyrostostacjonarne (tzn. typu I(1)), choć wyniki testów nie są w tym przypadku jednoznaczne. Natomiast te same testy wykazały, że pozostałe zmienne, tzn. inflacja i 3-miesięczne stopy procentowe WIBOR są stacjonarne (tzn. typu I(0)⁷). Wyniki testów na występowanie pierwiastka jednostkowego przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Wyniki testów na występowanie pierwiastka jednostkowego

Zmienna	Poziom			Pierwsze różnice			Opis
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	
$\Delta_4 Obieg$	-2,6069*	-2,2817	0,4016*	-6,2275***	-6,2433***	0,0804	Intercept
	-2,5984	-2,3183	0,1249*	-6,2252***	-6,2426***	0,0691	Intercept+trend
	-1,1534	-1,3464	-	-6,2712***	-6,2862***	-	None
$\Delta_4 PKB$	-3,8296***	-2,9755**	0,1960	-10,5474***	-10,4128***	0,0529	Intercept
	-3,8909**	-3,1560	0,1041	-10,4667***	-10,3397***	0,0530	Intercept+trend
	-1,2298	-1,0713	-	-10,5756***	-10,4266***	-	None
$\Delta_4 Inf$	-3,8648***	-2,6140*	0,2336	-5,2273***	-6,1567***	0,0482**	Intercept
	-3,7910**	-2,7239	0,1111	-5,1929***	-6,1069***	0,0460	Intercept+trend
	-3,9482***	-2,6805***	-	-5,1961***	-6,2307***	-	None
$\Delta_4 wibor$	-4,1217***	-2,8079*	0,4251*	-5,7219***	-4,7068***	0,0544	Intercept
	-4,3594***	-3,4785**	0,1172	-5,8782***	-4,5843***	0,0471	Intercept+trend
	-3,5649***	-2,5845**	-	-5,5029***	-4,7458***	-	None

Uwaga: Analiza oryginalnych szeregów (nie na czwartych różnicach) wykazała, że obieg i PKB są I(1), zaś inflacja i wibor I(0).

Źródło: wyliczenia własne.

Do określenia wielkości opóźnień przyrostów zmiennych wykorzystano automatyczną procedurę zaimplementowaną w Eviews.

Do określenia wielkości opóźnień dla przyrostów zmiennych zastosowano, zgodnie z publikacją Pesaran i in. (2001), kry-

terium SBC (*Schwartz Bayesian Criterion*) i AIC (*Akaike Info Criterion*)⁸. W rozważaniach uwzględniono maksymalne opóźnienie (*lag*) dla przyrostów zmiennych na poziomie 4, ze względu na dane kwartalne. W przypadku *lags* = 3 i 4 mamy do czynienia ze współliniowością, gdyż

$$restr_{15,t-1} = \Delta restr_{15,t-1} + \Delta (restr_{15,t-2}) + \Delta (restr_{15,t-3}) \quad (5)$$

Stąd też zdecydowano się, aby dla opóźnień większych niż 2, dla przyrostów zmiennej *restr_15*, przyjąć *lags* = 2. Wyniki podano w tabeli 3. Podobne, nieprezentowane tutaj wyniki uzyskano dla modelu bez zmiennej *restr_15* szacowanego na podstawie danych do 2016:4.

Tabela 3. Wybór opóźnień przyrostów w modelu ARDL

Lags	Adj R2	SBC	AIC
1	0,6988	45,2262	45,3809
2	0,7601	45,2084	44,4313
3*	0,7472	45,4241	44,5102
4*	0,7376	45,6030	44,5500

* Z *lags*=2 dla opóźnień przyrostów zmiennej *restr_15*

Źródło: wyliczenia własne.

Najmniejszą wartość SBC i AIC oraz największą wartość skorygowanego współczynnika determinacji Adj R2 otrzymano dla opóźnień na poziomie 2. Pozytywny wynik testu Breuscha-Godfrey LM o braku autokorelacji potwierdził zasadność zastosowania opóźnienia na tym poziomie.

Otrzymano tym samym model ARDL(2,2,2,2)⁹ – tzn. z opóźnieniami 2 dla obiegu (zmienna *B100_500val*), *PKB*, *WIBOR*, *INF* i *Restr_15* postaci podanej w tabeli 4.

Tabela 4. Wyniki oszacowania modelu ARDL

Dependent Variable: D(B100_500VAL)
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 2000Q4 2017Q4
 Included observations: 69 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
B100_500VAL(-1)	-0.036093	0.038512	-0.937186	0.3537
PKB(-1)	33852.08	17866.30	1.894745	0.0646
INF(-1)/100	-1.02E+13	1.61E+12	-6.338657	0.0000
WIBOR(-1)/100	4.36E+10	9.76E+09	4.464438	0.0001
RESTR_15(-1)	-6.21E+08	1.38E+09	-0.451408	0.6539
C	1.02E+13	1.61E+12	6.341868	0.0000
D(B100_500VAL(-1))	0.005389	0.109875	0.049044	0.9611
D(B100_500VAL(-2))	-0.071582	0.114658	-0.624314	0.5356
D(PKB)	66940.76	22872.18	2.926733	0.0054
D(PKB(-1))	2349.599	28949.72	0.081161	0.9357
D(PKB(-2))	46395.18	25185.84	1.842114	0.0721
D(WIBOR/100)	9.58E+09	3.96E+10	0.241687	0.8101
D(WIBOR(-1)/100)	-5.47E+10	4.00E+10	-1.367214	0.1783
D(WIBOR(-2)/100)	6.36E+10	3.03E+10	2.100253	0.0413
D(INF/100)	-8.18E+12	2.12E+12	-3.856404	0.0004
D(INF(-1)/100)	3.63E+12	2.62E+12	1.385479	0.1727
D(INF(-2)/100)	6.34E+12	2.42E+12	2.620774	0.0119
KW1	1.43E+09	1.27E+09	1.129347	0.2647
KW2	1.12E+09	1.19E+09	0.939782	0.3523
KW3	3.18E+09	1.25E+09	2.542485	0.0145
ROK2008	6.12E+09	1.02E+09	6.011494	0.0000
D(RESTR_15)	-1.75E+09	1.32E+09	-1.325674	0.1916
D(RESTR_15(-1))	-7.02E+08	1.71E+09	-0.409863	0.6839
D(RESTR_15(-2))	1.50E+09	1.60E+09	0.935885	0.3543
R-squared	0.841222	Mean dependent var	1.28E+09	
Adjusted R-squared	0.760069	S.D. dependent var	1.92E+09	
S.E. of regression	9.41E+08	Akaike info criterion	44.43129	
Sum squared resid	3.99E+19	Schwarz criterion	45.20837	
Log likelihood	-1508.880	Hannan-Quinn criter.	44.73959	
F-statistic	10.36586	Durbin-Watson stat	2.037402	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Źródło: wyliczenia własne.

Z uzyskanych oszacowań modelu ARDL postaci (2) wyznaczono oszacowania para-

metrów relacji długoterminowej (3), otrzymując:

$$B100_500val_t = 2,8 \cdot 10^{14} + 937\,913 \cdot PKB_t - 2,83 \cdot 10^{14} \cdot INF_t + 1,2 \cdot 10^{12} \cdot WIBOR_t - 1,72 \cdot 10^{10} \cdot Re_str_15_t \quad (6)$$

Wskaźnik powrotu $\alpha_0 = -0,036093$ (*speed of adjustment*) posiada oczekiwany znak ujemny z wartością bezwzględnie mniejszą od 1, co oznacza, że następuje powrót do stanu równowagi po odejściu od niego¹⁰. Może to świadczyć o występowaniu wektora kointegrującego dla analizowanych zmiennych. Zarówno uzyskane oszacowania parametrów α_j , jak i wyliczone oszacowania parametrów $\frac{\alpha_j}{\alpha_0}$ relacji długoterminowej (6) są zgodne z oczekiwaniami: dodatni wpływ PKB na popyt na pieniądź; ujemny wpływ wskaźnika inflacji, co świadczy o tym, że wielkość ta reprezentuje koszt alternatywny pieniądza; dodatni znak parametru przy stopie WIBOR 3m, co oznacza, iż ta zmienna wyraża korzyści z posiadania gotówki.

Istotność relacji długoterminowej pomiędzy zmiennymi zbadano z wykorzy-

staniem testu granic, weryfikując prawdziwość następującej hipotezy zerowej dla parametrów modelu (2):

$$H_0 : \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0.$$

Uzyskano wartość F na poziomie 10,94. Porównując ją z wartościami krytycznymi podanymi przez Pesarana i in. (2001) i Narayana (2005)¹¹ (tabela 5), można stwierdzić, że istnieje istotna statystycznie relacja długoterminowa pomiędzy rozważanymi zmiennymi.

Dodatkowo, dla celów zbadania istnienia jednego wektora kointegrującego, w tabeli 6 podano również wartości F-statystyki dla trzech pozostałych modeli z różnymi zmiennymi zależnymi, tj. *PKB*, *WIBOR* i *INF*. W przypadku tych modeli wybrano opóźnienia wg kryteriów SBC i AIC, które wskazują na różny ich poziom.

Tabela 5. Wartości krytyczne wg Narayan (2005) dla $k = 4$ i dla $N = 70$ oraz wartości krytyczne wyznaczone przez Pesaran i in. (2001) dla trzech poziomów istotności α

$\alpha = 0,01$		0,05		0,1	
I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Wartości krytyczne wg Narayan (2005)					
Restricted intercept and no trend					
3,608	4,860	2,725	3,718	2,320	3,232
Unrestricted intercept and no trend					
4,098	5,548	3,022	4,256	2,552	3,648
Wartości krytyczne wg Pesaran et al. (2001)					
Restricted intercept and no trend					
3,29	4,37	2,56	3,49	2,20	3,09
Unrestricted intercept and no trend					
3,74	5,06	2,86	4,01	2,45	3,52

Objaśnienia: Istota wartości krytycznych dla testu granic polega na tym, że pierwsza wartość krytyczna dotyczy przypadku występowania w modelu wszystkich zmiennych typu I(0), druga zaś odnosi się do przypadku występowania w modelu wszystkich zmiennych typu I(1).

Źródło: Pesaran (2001) i Narayan (2005).

Tabela 6. Wartości F-statystyk dla modeli z różnymi zmiennymi zależnymi przy opóźnieniach wynikających z kryterium SBC i AIC

Zmienna zależna	Wartość F-statystyki	Opóźnienie	SBC	AIC
PKB	2,40	3	20,4822	19,5483
	1,42	4		
INF	2,31	1	-15,7719	-16,6884
	0,9988	4		
WIBOR	1,32	1	-7,6026	-8,6104
	6,0458	4		

Uwaga: Dla każdego modelu pierwsze, podane opóźnienie wynika z kryterium SBC, drugie zaś z kryterium AIC.

Źródło: wyliczenia własne.

Z analizy istnienia relacji kointegrujących testem granic wynika, że

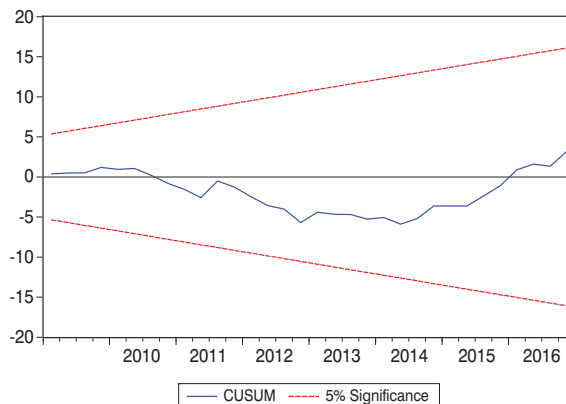
- w przypadku modelu ze zmienną *PKB* wartość F znajduje się w obszarze nieokreśloności tylko dla modelu z opóźnieniem 3 na poziomie istotności 0,1 w wariancie *restricted intercept and no trend*. W pozostałych przypadkach można stwierdzić o nieistnieniu relacji długoterminowej;
- w przypadku modelu ze zmienną *INF* wartość F znajduje się w obszarze nieokreśloności tylko dla modelu z opóźnieniem 1 na poziomie istotności 0,1 w wariancie *restricted intercept and no trend* wg wartości Narayana. W pozostałych przypadkach można stwierdzić o nieistnieniu relacji długoterminowej;
- w przypadku modelu ze zmienną *WIBOR* wartość F znajduje się powyżej górnej

granicy tylko dla modelu z opóźnieniem 4 na każdym poziomie istotności w każdym wariancie modelu. W pozostałych przypadkach można stwierdzić, że nie istnieje relacja długoterminowa.

Uzyskane wyniki wskazują na istnienie jednego wektora kointegrującego i potwierdzają zasadność stosowania modelu jednorodównaniowego ze zmienną zależną oznaczającą wartość w obiegu banknotów o wysokich nominałach.

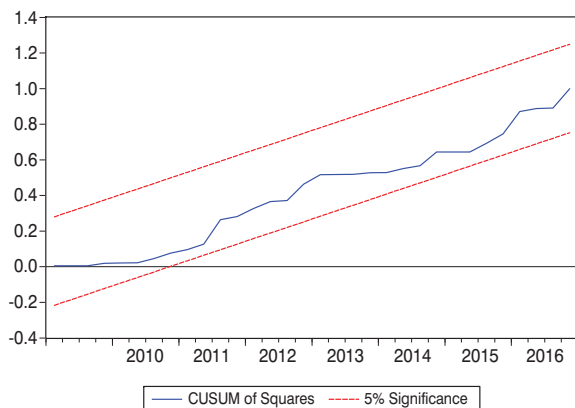
Oszacowanie modelu ARDL charakteryzuje się stabilnością, czego dowodem są wyniki testów CUSUM i CUSUM-Squared na stabilność parametrów modelu na poziomie istotności 0,05. Jak pokazują rysunki 1 i 2, statystyki wyznaczone na podstawie skumulowanych reszt rekursywnych mieszczą się w 95% przedziale, co dowodzi wspomnianej wyżej stabilności oszacowań parametrów modelu (2)¹².

Rysunek 1. Wyniki testu CUSUM



Źródło: wyliczenia własne.

Rysunek 2. Wyniki testu CUSUM-Squared

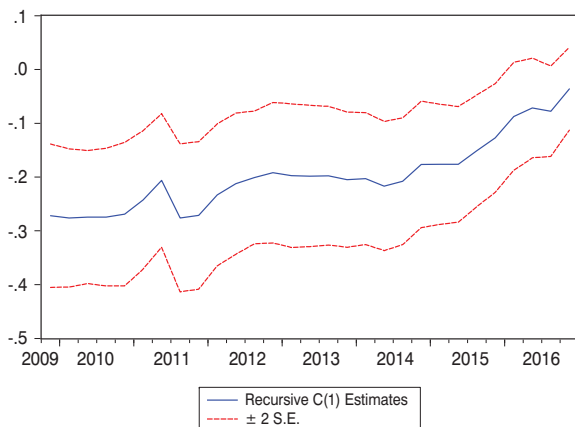


Źródło: wyliczenia własne.

Analizę stabilności oszacowań przeprowadzono metodą rekursywnej estymacji dla parametru α_0 , określającego szybkość powrotu do stanu równowagi wyrażonego

relacją długoterminową. Wyniki zobrazowano na rysunku 3. Dowodzi on, że od 2011 roku szybkość powrotu do stanu równowagi systematycznie maleje.

Rysunek 3. Wyniki analizy stabilności parametru α_0



Źródło: wyliczenia własne.

Otrzymany model ARDL poddano również analizie, wykorzystując kryteria prognostyczne. W tym celu oceniono prognozy *ex post* za okres 2017:1–2017:4.

Wyniki przedstawiono w tabeli 7. Otrzymane wyniki potwierdzają dużą dokładność uzyskanych prognoz.

Tabela 7. Ocena dokładności prognoz ex post uzyskanych za pomocą modelu ARDL ze zmienną *restr_15*

Forecast: REAL_B100_F	
Actual: REAL_B100_500VAL	
Forecast sample: 2017Q1 2017Q4	
Included observations: 4	
Root Mean Squared Error	0.002815
Mean Absolute Error	0.002377
Theil Inequality Coefficient	1.24E-14
Bias Proportion	0.466416
Variance Proportion	0.000000
Covariance Proportion	258417898.164800
Theil U2 Coefficient	1.38E-12
Symmetric MAPE	2.07E-12

Źródło: wyliczenia własne.

Uzyskane prognozy na okres 2017:1–2017:4 wraz z wynikami symulacji przy założeniu wystąpienia hipotetycznej sytuacji, że nie wprowadzono limitów na transakcje gotówkowe (tzn. przy *restr_15* = 0), podano w tabeli 8. Zaprezentowano tam również wartości rzeczywiste.

Uzyskane wyniki symulacji wskazują, że gdyby nie wprowadzano limitów gotówkowych, wartość wysokich nominałów w obiegu mogłaby być większa o 3,681 mld zł pod koniec 2017 roku, co stanowi 2,04% wartości rzeczywistej na ten moment.

Zbliżone wyniki otrzymano na podstawie prognoz wyznaczonych za pomocą modelu bez zmiennej *restr_15* oszacowanego na podstawie danych pochodzących z okresu 2000:1–2016:4.

Tabela 8. Prognozy ex post oraz wyniki symulacji przy założeniu, że zmienna *restr_15*=0 (czyli teoretyczny wariant nie wprowadzenia ograniczeń w 2017 roku)

	Obieg rzeczywisty w zł	Obieg symulowany w zł	Prognoza ex post w zł	Obieg symulowany – obieg rzeczywisty w zł	$\frac{\text{Obieg symulowany} - 1}{\text{obieg rzeczywisty}}$
2017Q1	167 949 816 400	170 636 059 385	167 949 832 244	2 686 242 985	1,60%
2017Q2	171 911 545 000	176 558 221 434	171 911 612 526	4 646 676 434	2,70%
2017Q3	175 750 951 200	178 693 881 128	175 750 995 810	2 942 929 928	1,67%
2017Q4	180 413 756 200	184 095 271 657	180 413 747 906	3 681 515 457	2,04%

Źródło: wyliczenia własne.

Dodatkowo obliczono przedziały ufności dla wyników symulacji przy założeniu zerowego poziomu zmiennej *restr_15*. Wyniki podano w tabeli 9 i zobrazowano na rysunku 4.

Należy zauważyć, że rzeczywisty poziom obiegu banknotów o wysokich nominałach znajduje się (poza drugim kwartałem) w przedziale ufności, ale prawie na dolnej jego granicy. Może to oznaczać, że wprowadzenie limitów gotówkowych zmniejszyło

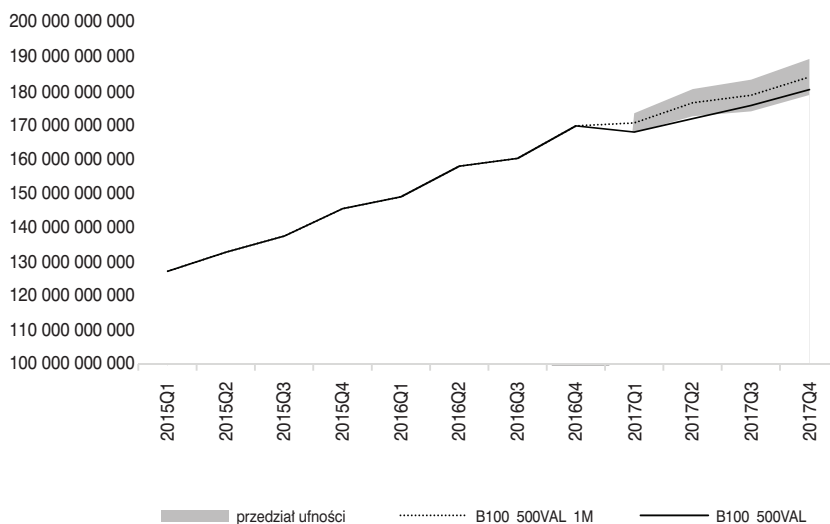
wartość wysokich nominałów banknotów w obiegu na granicy istotności (przy poziomie istotności większych niż 0,05 zmianę tę można uznać za istotną statystycznie). Maksymalna, możliwa różnica między wartością obiegu wysokich nominałów banknotów na skutek niewprowadzenia limitów na transakcje gotówkowe a obiegiem rzeczywistym tych nominałów, mogła wynieść na koniec 2017 roku ok. 5% (przy poziomie ufności 95%).

Tabela 9. Przedziały ufności 95% dla wyników symulacji w przypadku, gdy restr_15=0 (czyli teoretyczny wariant niewprowadzenia ograniczeń w 2017)

	95% Przedział ufności w zł		95% Przedział ufności w % oszacowania punktowego	
	2017Q1	167 787 453 991	173 462 039 089	-0,10%
2017Q2	172 600 804 291	180 515 225 252	0,40%	5,00%
2017Q3	174 040 493 203	183 316 493 175	-0,97%	4,30%
2017Q4	178 827 283 958	189 334 261 511	-0,88%	4,94%

Źródło: wyliczenia własne.

Rysunek 4. Dane rzeczywiste i wyniki symulacji dla restr_15=0 (2015Q1-2017Q4)



Objaśnienia:

B100_500VAL – wartość rzeczywista banknotów wysokich nominałów w obiegu;

B100_500VAL_1M – prognoza punktowa wartości banknotów wysokich nominałów w obiegu

Źródło: wyliczenia własne.

W 2017 roku wartość banknotów wszystkich nominałów w obiegu wzrosła o 6%. Otrzymane wyniki wskazują na to, że wartość wysokich nominałów banknotów w obiegu bez restrykcji mogłaby być wyższa o 2,04% na koniec 2017 roku w stosunku do obiegu rzeczywistego. Oznacza to, że gdyby nie restrykcje, wzrost wartości banknotów wszystkich nominałów w 2017 roku wyniósłby 8,16%, czyli o 2,16 p.p. więcej, niż miało to miejsce. Uwzględniając przedział ufności na poziomie 0,95, można wnioskować, że możliwych wzrostów wartości banknotów wszystkich nominałów wyniósłby 6%–10,87%.

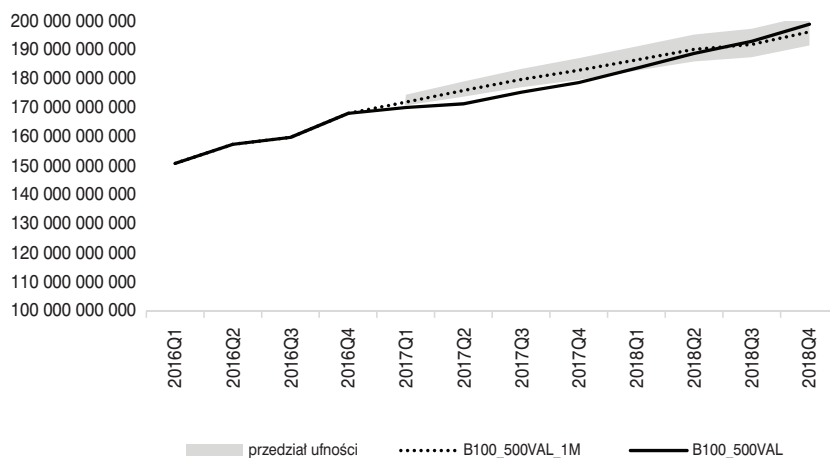
Podobne analizy z wykorzystaniem modelu ARDL przeprowadzono dla danych uwzględniających drugi rok obowiązywania limitu 15 tys. złotych. Ich wyniki przedstawiono na wspomnianej konferencji *Shaping a New Reality of Cash* zorganizowanej przez NBP w Warszawie w dniach 29–31 maja 2019 roku. Okazało się, że w 2018 roku można było zaobserwować kompletny zanik wpływu wprowadzenia limitu na wartość wysokich nominałów 100–500 zł w obiegu (rysunek 5).

Co więcej, analiza przeprowadzona dla obiegu banknotów o niskich nominałach (10–50 zł) wskazuje na dodatni, choć nie-

istotny statystycznie, efekt wprowadzania limitu. Może to dowodzić nieznacznego wzrostu popytu na niskie nominały banknotów na skutek wprowadzenia limitów w płatnościach gotówkowych B2B, co wydaje się w pewnym sensie uzasadnione w sytuacji wprowadzenia ograniczeń

na wysokość transakcji dokonywanych gotówką. Tylko część spadku obiegu wysokich nominałów została jednak zrekompensowana wzrostem obiegu banknotów o niskich nominałach, stąd też należy być ostrożnym przy wyciąganiu z tego daleko idących wniosków.

Rysunek 5. Dane rzeczywiste i wyniki symulacji dla $restr_{15}=0$ (2016Q1-2018Q4)



Objaśnienia:

B100_500VAL- wartość rzeczywista banknotów wysokich nominałów w obiegu;

B100_500VAL_1M- prognoza punktowa wartości banknotów wysokich nominałów w obiegu

Źródło: opracowanie własne.

6. Podsumowanie

Wprowadzenie limitów na transakcje gotówkowe jest jednym z narzędzi walki państwa z szarą strefą. Jednak na przykład autorzy raportu Deutsche Bundesbank (2019) wskazują, że nadal brakuje empirycznych dowodów na to, czy środki takie jak zniesienie denominacji banknotów lub wprowadzenie górnych limitów dla płatności gotówkowych byłyby *de facto* skutecznym sposobem walki z uchylaniem się od płacenia podatków i inną działalnością przestępczą. Dowodzi tego szereg prac, w tym m.in. takich autorów jak Jobst i Stix (2017).

Uzyskane wyniki wskazują, że wprowadzenie limitów przyczyniło się do tego, że w 2017 roku obieg wzrósł o ok. 2,16 p.p. mniej niż w przypadku, gdyby tego typu ograniczeń nie wprowadzono. Zakres możliwych zmian wynosi przy tym od 0 p.p. do ok. 5 p.p. na poziomie istotności 0,05. Co więcej, podobne analizy przeprowadzone

przez Autora na podstawie danych do końca 2018 wykazują brak wpływu wprowadzenia limitów w drugim roku ich obowiązywania (czyli w 2018 r.) na popyt na pieniądz gotówkowy.

Powodów niewielkich i nieistotnych zmian popytu na gotówkę na skutek wprowadzenia limitów w transakcjach B2B można dopatrywać się przede wszystkim w niewielkiej skali wykorzystywania gotówki w szarej strefie obejmującej swoim obszarem transakcje B2B. Nie bez znaczenia jest również fakt powszechnego wykorzystywania gotówki w transakcjach z udziałem konsumentów, których limity nie dotyczą.

Przypisy

- ¹ W literaturze można się również spotkać z uwzględnianiem w modelu zarówno kursów walut, jak i indeksów giełdowych (np. Baharumshah i in., 2009; Hossain, 2012).

- ² Inflacja w wielu analizach jest traktowana jako koszt alternatywny (np. Mehrotra, 2008; Bahmani i Kutana, 2009; Arize i in., 1999).
- ³ W literaturze można się również spotkać z modelami typu *log-log* i *semi-log*. Ponieważ model *semi-log* (log tylko przy zmiennych oznaczających wielkość obiegu i wydatków/rozchodów) wykazał w niniejszych analizach słabszą jakość predykcyjną oraz trudno interpretowalną prognozy na 2017 rok (tzn. spadek obiegu na skutek braku wprowadzenia limitów na płatności gotówkowe), zdecydowano się przyjąć model bez logarytmów.
- ⁴ Choć można się spotkać z analizami, w których otrzymano istotnie dodatnią wartość (np. Mehrotra, 2008).
- ⁵ O zasadności stosowania szeregów nieodsezonowanych pisze m.in. Choudhry (1996).
- ⁶ Wprawdzie do wyznaczenia realnych wartości preferuje się zazwyczaj deflator PKB, to jednak ze względu na dostępność danych zdecydowano się na użycie wskaźnika CPI.
- ⁷ Pre-testy badające stopień integracji nie są konieczne w przypadku stosowania podejścia ARDL. Ich wyniki uzasadniają jednak wybór modelu ARDL.
- ⁸ Kryterium SBC jest zalecane wtedy, gdy zależy nam na jak najdokładniejszym opisaniu zachowania danych historycznych w przeciwieństwie do kryterium AIC, które należy stosować wtedy, gdy zależy nam na dokładności prognoz.
- ⁹ Założono, że mamy jednakowe opóźnienia dla wszystkich regresorów, choć model ARDL dopuszcza różnicowanie w tym zakresie.
- ¹⁰ W okresie kwartału następuje 3,6% korekty wielkości odejścia od stanu równowagi.
- ¹¹ Ponieważ Narayan (2005) stwierdził, że wartości krytyczne podane przez Pesarana i in. (2001) nie mogą być używane w przypadku małych prób, gdyż opracowano je dla prób dużych, opracował wartości krytyczne dla prób 30–80. Stąd też w niniejszych analizach wzięto pod uwagę również wartości krytyczne dla liczności próby na poziomie 70.
- ¹² Ze względu na to, że w modelu (2) występuje zmienna *restr_15*, przyjmująca wartości 0 do 2016:1, nie jest możliwe uzyskanie rekursywnych reszt dla okresów przed 2017 rokiem. W związku z tym testy CUSUM przeprowadzono na modelu bez zmiennej *restr_15* dla okresu do 2016:4.

Bibliografia

- Achsani, N.A. (2010). Stability of Money Demand in an Emerging Market Economy: An Error Correction and ARDL Model for Indonesia. *Research Journal of International Studies*, 13, 54–62.
- Akinlo, A.E. (2006). The stability of money demand in Nigeria: An autoregressive distributed lag approach. *Journal of Policy Modeling*, 28(4), 445–452.
- Arize, A.C., Malindretos, J. i Shwiff, S.S. (1999). Structural breaks, cointegration, and speed of adjustment: evidence from 12 LDCs money demand. *Int. Rev. Econ. Finance*, 8, 399–420.
- Baharumshah, A.Z., Mohd, S.H., Mansur, A. i Masih, M. (2009). The stability of money demand in China: Evidence from the ARDL model. *Economic Systems*, 33(3), 231–244.
- Bahmani, S. i Kutana, A.M. (2009). How stable is the demand for money in emerging economies. *Applied Economics*, 42(26), 3307–3318.
- Bahmani-Oskooee, M. i Rehman, H. (2005). Stability of the money demand function in Asian developing countries. *Applied Economics*, 37, 773–792.
- Choudhry, T. (1996). Real stock prices and the long-run money demand function: evidence from Canada and the USA. *J. Int. Money Finance*, 15(1), 1–17.
- De Boef, S. i Keele, L. (2008). Taking Time Seriously. *American Journal of Political Science*, 52(1).
- Deutsche Bundesbank (2019). *Cash demand in the shadow economy*. Monthly Report, March 2019. Pozyskano z: <https://www.bundesbank.de/resource/blob/793190/466691bce4f27f76407b35f8429441ae/mL/2019-03-bargeld-data.pdf> (dostęp: 14.10.2021).
- Dritsakis, N. (2011). Demand for money in Hungary: An ARDL Approach. *Review of Economics & Finance*, 1, 1–16.
- Ernst&Young (2016). *Reducing the Shadow Economy through Electronic Payments*. Pozyskano z: https://assets.ey.com/content/dam/ey-sites/ey-com/en_pl/topics/eat/pdf/ey-report-2016-reducing-the-shadow-economy-through-electronic-payments.pdf (dostęp: 14.10.2021).
- Ecorys (2017). *Study on an EU initiative for a restriction on payments in cash. Final Report*. Brussels, 15.12.2017. Pozyskano z: https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/economy-finance/final_report_study_on_an_eu_initiative_ecorys_180206.pdf (dostęp: 14.10.2021).
- European Commission (2017). *Outcome of the open public consultation on potential restrictions on large payments in cash*. Pozyskano z: https://ec.europa.eu/info/sites/default/files/statistical_overview.pdf (dostęp: 14.10.2021).
- European Commission (2018). *Sprawozdanie Komisji dla Parlamentu Europejskiego i rady w sprawie ograniczeń dotyczących płatności gotówkowych*, Bruksela, 12.06.2018, COM (2018) 483 final. Pozyskano z: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/PL/TXT/PDF/?uri=CELEX:52018DC0483&from=en> (dostęp: 14.10.2021).
- Gosińska, E. (2015). Testowanie zmiany strukturalnej w modelu VEC. *Bank i Kredyt*, 46(6), 579–600.

- Halıcıoğlu, F. i Uğur, M. (2005). On stability of the demand for money in a developing OECD country: the case of Turkey. *Global Business and Economics Review*, 7(2–3), 203–213.
- Hossain, A.A. (2012). Modelling of narrow money demand in Australia: an ARDL cointegration approach, 1970–2009. *Empirical Economics*, 42(3), 767–790.
- Iqbal, J. (2011). *Forecasting Performance of Alternative Error Correction Models*, MPRA 19 March.
- Jobst, C. i Stix, H. (2017). *Doomed to Disappear? The Surprising Return of Cash Across Time and Across Countries*, September, CEPR Discussion Paper No. DP12327. Pozyskano z: <https://ssrn.com/abstract=3042640> (dostęp: 14.10.2021).
- Lego, M.J. i Kraft, P.W. (2017). The general error correction model in practice. *Research and Politics*, April–June 2017, 1–13.
- Lee, C-C. i Chang, C-P. (2012). The demand for money in China: A reassessment using the bounds testing approach. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 1, 74–94.
- Long, D. i Samreth, S. (2008). The Monetary Model of Exchange Rate: Evidence from the Philippines Using ARDL Approach. *Economics Bulletin*, 1–12.
- Manikowski, A. (2017). Analysis of the denomination structure of the Polish currency in the context of the launch of the new 500 zloty banknote. *Bank i Kredyt*, 48(5), 495–530.
- Mehrotra, A.N. (2008). Demand for money in transition: evidence from China's disinflation. *International Advances in Economic Research*, 14(1), 36–47. <https://doi.org/10.1007/s11294-007-9129-4>.
- Pesaran, M. i Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. W: S. Strom (red.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch centennial Symposium*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. i Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- Rainone, E. i Valentini, M. (2018). *Fiscal Controls, Payment Limits and the demand for Cash*. Pozyskano z: https://www.researchgate.net/publication/328577388_Fiscal_Controls_Payment_Limits_and_the_Demand_for_Cash (dostęp 14.10.2021).
- Samreth, S. (2008). Estimating Money Demand Function in Cambodia: ARDL Approach, *MPRA Paper*, No. 16274.