

Natalia NEHREBECKA\*

Michał BRZozowski\*\*

## Wpływ niepewności makroekonomicznej na oszczędności przedsiębiorstw<sup>1</sup>

---

**Streszczenie:** Celem artykułu jest weryfikacja wpływu niepewności makroekonomicznej i szoków idiosynkratycznych na oszczędności i zasoby środków pieniężnych przedsiębiorstw w Polsce. Analizę przeprowadzono na podstawie jednostkowych niezbilansowanych danych panelowych przedsiębiorstw, zatrudniających co najmniej 10 pracowników, zawartych w rocznych sprawozdaniach GUS F-02 z lat 1995–2012. W przypadku weryfikacji wpływu niepewności makroekonomicznej na oszczędności oszacowano modele za pomocą estymatora GMM z błędami HAC, natomiast identyfikacji wpływu szoków idiosynkratycznych na oszczędności dokonano za pomocą odpornego estymatora systemowego GMM. Polskie przedsiębiorstwa dostosowują posiadane oszczędności i zasoby środków pieniężnych do poziomu niepewności makroekonomicznej. Uzyskane wyniki wskazują też na motyw przecznościowy utrzymywania bufora bezpieczeństwa w postaci zgromadzonych oszczędności z obawy przed szokami idiosynkratycznymi.

**Słowa kluczowe:** niepewność makroekonomiczna, szoki idiosynkratyczne, oszczędności, dane panelowe, GMM, system GMM, szeregi czasowe, modele klasy ARCH/GARCH.

**Klasyfikacja klasyfikacji JEL:** E32, G31, M31

---

Artykuł nadesłany 18 kwietnia 2016 r., zaakceptowany 28 września 2016 r.

---

\* Narodowy Bank Polski, Departament Statystyki oraz Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych; e-mail: Natalia.Nehrebecka@nbp.pl, nnehrebecka@wne.uw.edu.pl

\*\* Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych; e-mail: mbrzozowski@wne.uw.edu.pl

<sup>1</sup> Artykuł stanowi fragment projektu badawczego, realizowanego pod kierunkiem dr Natalii Nehrebeckiej w ramach konkursu ogłoszonego przez Komitet Badań Ekonomicznych NBP i został wykonany w ramach zadań autorskich realizowanych na użytek NBP.

## Wstęp

Celem artykułu jest weryfikacja wpływu niepewności makroekonomicznej i szoków idiosynkratycznych na oszczędności i zasoby środków pieniężnych przedsiębiorstw w Polsce. Analizę przeprowadzono na podstawie jednostkowych niezbilansowanych danych panelowych przedsiębiorstw, zatrudniających co najmniej 10 pracowników, zawartych w rocznych sprawozdaniach GUS F-02 z lat 1995–2012. W przeprowadzonym badaniu empirycznym weryfikacji zostanie poddana następująca hipoteza badawcza: Zgodnie z motywem przezornościowym gromadzenia środków pieniężnych, polskie przedsiębiorstwa zwiększają oszczędności w celu zabezpieczenia się przed negatywnymi szokami makroekonomicznymi (H1).

W celu ustalenia, który z bodźców dominuje w motywie przezornościowym gromadzenia przez polskie przedsiębiorstwa środków pieniężnych, tj. zwiększania oszczędności, należy przeprowadzić dyskryminację między wpływem różnych szoków makroekonomicznych. Według Bauma i in. [2006; 2009; 2010] szoki makroekonomiczne powinny mieć ujemny wpływ na wariancję zasobów gotówki (w relacji do aktywów) między firmami, ponieważ tego typu szoki dotyczą wszystkich przedsiębiorstw, więc jeśli np. rośnie niepewność, wszystkie firmy zwiększają zasób gotówki. Ustabilizowana sytuacja makroekonomiczna pozwala przedsiębiorstwom dostosować zasoby gotówki do ich indywidualnej sytuacji i w rezultacie dyspersja zasobów gotówki między firmami rośnie.

Zmienną objaśnianą jest obliczone dla każdego okresu odchylenie standardowe udziału zasobów środków pieniężnych w aktywach (gotówka/aktywa) firm. Zmiennymi objaśniającymi są miary niepewności makroekonomicznej, która jest mierzona jako wariancja warunkowa w modelu ARCH/GARCH dla, alternatywnie, inflacji, produkcji przemysłowej, stopy zwrotu na rynku akcji, realnego PKB i realnej 3-miesięcznej stopy procentowej. Modele oszacowano za pomocą estymatora GMM z błędami HAC.

Druga hipoteza dotyczy reakcji oszczędności firm na wstrząsy obejmujące swoim zasięgiem warunki działalności poszczególnych firm. Przedsiębiorstwa gromadzą oszczędności (obejmujące zasoby środków pieniężnych i krótkoterminowych aktywów finansowych) w celu zabezpieczenia się przed kosztownymi i negatywnymi skutkami braku płynności (H2). W badaniu poddano weryfikacji reakcję oszczędności przedsiębiorstwa na wzrost ryzyka operacyjnego (zmiennosc *cash flow*). Dokładniej, zmienną objaśniającą było odchylenie standardowe *cash flow* (jako miara ryzyka operacyjnego) obliczane w określonym oknie 5-letnim i przesuwane o 1 okres w  $t+1$ . Skonstruowano dynamiczny model panelowy i do jego oszacowania parametrów wykorzystano odpornego estymatora systemowego GMM [Arellano, Bover, 1995; Blundell, Bond, 1998].

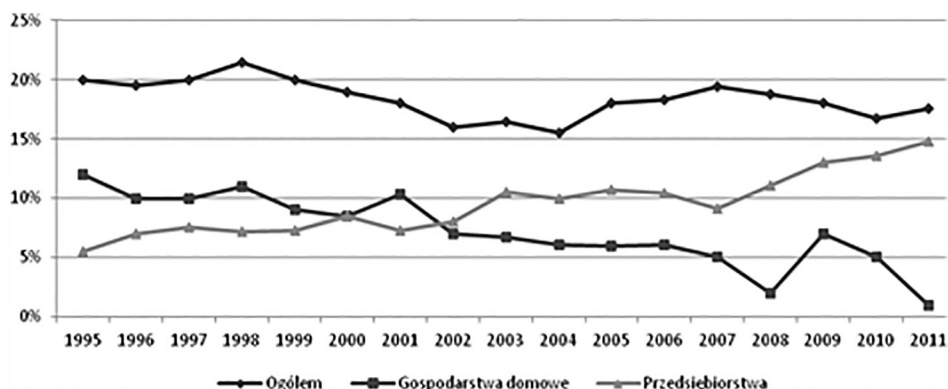
Przed szczegółowym omówieniem, wyników weryfikacji powyższych hipotez, przedstawiono dane statystyczne ilustrujące rosnące znaczenie oszczędności przedsiębiorstw w Polsce. Następnie dokonano syntetycznego przeglądu literatury poruszającej kwestie motywów gromadzenia oszczędności

przez przedsiębiorstwa. W zakończeniu sformułowano wnioski wynikające z przeprowadzonych ilościowych analiz determinant oszczędności polskich przedsiębiorstw.

## Oszczędności przedsiębiorstw w Polsce

Oszczędności przedsiębiorstw w Polsce od 2002 r. przewyższają oszczędności gospodarstw domowych, a od 2008 r. pomimo kryzysu finansowego kredytów *subprime* i krajów UE utrzymują tendencję rosnącą (wzrost z 9,1% PKB w 2007 r. do 14,8% PKB w 2011 r.). Ze względu na tendencję malejącą oszczędności gospodarstw domowych od 2001 r., z wyjątkiem 2009 r., wydaje się, że przedsiębiorstwa przejęły rolę gospodarstw domowych w akumulacji nadwyżki finansowej, dzięki czemu w 2005 r. nastąpiła zmiana tendencji malejącej oszczędności ogółem utrzymująca się od 1999 r. i nie doszło do znacznego spadku oszczędności ogółem poniżej 15% PKB.

Wykres 1. Relacja oszczędności do PKB w Polsce wg sektorów instytucjonalnych w latach 1995–2011



Źródło: opracowanie własne na podstawie: Rachunki narodowe według sektorów i podsektorów instytucjonalnych 2000–2003, 2007–2010, 2008–2011, Studia i analizy statystyczne, GUS, Warszawa, <http://www.stat.gov.pl>

Tendencję rosnących oszczędności przedsiębiorstw zaobserwowano w wielu rozwiniętych i rozwijających się krajach, takich jak Stany Zjednoczone, Wielka Brytania, Francja, Niemcy, Japonia, Chiny. Kwestię tę poddano wielu badaniom empirycznym. Podczas gdy oszczędności gospodarstw domowych w Stanach Zjednoczonych spadły z poziomu 10% PKB w 1970 r. do 4% PKB na początku 2000 r., zasoby gotówki przedsiębiorstw znacznie wzrosły. Zmieniło to w dużym stopniu sytuację finansową przedsiębiorstw, ponieważ w latach 70. i 80. XX w. ich zadłużenie wynosiło około 15–20% wartości aktywów, natomiast już w 2000 r. przedsiębiorstwa stały się pożyczkodawcami.

W latach 2003–2007 różnica między aktywami finansowymi przedsiębiorstw a zobowiązaniami przewyższała wartość ich kapitału o około 5%. Jednocześnie badacze pokazują, jak przedsiębiorstwa uzyskują zdolność do optymalnego finansowania aktualnych i przyszłych inwestycji przy najniższym możliwym koszcie. Między innymi zwłaszcza Fresard [2012], Huang [2011], Almeida, Campello i Weisbach [2004], Opler, Pinkowitz, Stulz i Williamson [1999] przyjrzeni się polityce płynnościowej przedsiębiorstw, ponieważ inwestycje w płynne rezerwy są najbardziej naturalnym i prostym mechanizmem służącym do zabezpieczenia przyszłej zdolności finansowania inwestycji i podstawowej działalności przedsiębiorstw. Podsumowując wyniki badań, można stwierdzić, że podejmując decyzje o poziomie oszczędności menedżerowie finansowi kierują się przede wszystkim przezroczystościowym motywem trzymania pieniądza, chcąc zabezpieczyć możliwość sfinansowania wartościowych inwestycji w przyszłości. Istotnymi determinantami zasobów gotówki są nie tylko wskaźniki finansowe, lecz również indywidualne charakterystyki przedsiębiorstw. W badaniach przekrojowych znaczenie mają także zmienne makroekonomiczne.

### Przegląd literatury

#### **Wpływ warunków makroekonomicznych na strukturę finansowania przedsiębiorstw**

Podpunkt poświęcony jest czynnikom wpływającym na poziom utrzymywanych zasobów gotówki i zadłużenia, w tym wpływowi niepewności makroekonomicznej na kształtowanie polityki finansowej firmy. Niepewność makroekonomiczna może osłabić zdolność menedżerów do prawidłowego prognozowania przyszłych przepływów pieniężnych i w rezultacie prowadzić do nieefektywnej alokacji zasobów i utrzymywania nieoptymalnego poziomu płynnych aktywów. Większa niestabilność makroekonomiczna powinna skłaniać przedsiębiorstwa, niezależnie od ich charakterystyk i potrzeb (wielkość przedsiębiorstwa, dostęp do rynku kredytowego), do zwiększania popytu na płynne aktywa [Baum i in., 2006]. Oddziaływanie niepewności makroekonomicznej na poziom długu wyznacza zakres nadzoru właścicielskiego (mierzony wskaźnikami przepisów utrudniających przejęcia firm *Gindex*). Silny nadzór właścicielski oraz lepsze dopasowanie interesów właścicieli i zarządzających firmą powinno przekładać się na wybór bardziej ryzykownych projektów w mniejszym stopniu finansowanych długiem. Spółki o słabym nadzorze właścicielskim, angażujące się w projekty mniej ryzykowne, powinny móc w większym stopniu finansować się długiem. W warunkach wyższego ryzyka gospodarczego menedżerowie mogą próbować ukryć popełnione błędy w podejmowanych decyzjach, zasłaniając się ogólnogospodarczą niestabilnością. W konsekwencji niepewność makroekonomiczna, przez pogłębienie problemu monitorowania menedżerów, ogranicza dostęp do rynku kredytowego spółek

o słabym nadzorze właścicielskim i wysokiej dźwigni. Prognoza poprawy koniunktury, tj. wyższa wartość indeksu wskaźników wyprzedzających, a także jego wariacji sprzyjają zwiększaniu zadłużenia. Baum i in. [2006] potwierdzili dodatni wpływ słabości nadzoru właścicielskiego na wzrost zadłużenia. Jednak przyrost długu spółek o słabym nadzorze właścicielskim jest spowolniony w okresach wyższego ryzyka makroekonomicznego.

Chen [2010] wyróżnił dwa skutki wpływu niepewności na poziom zadłużenia przedsiębiorstw: efekt stopy dyskontowej (polegający na spadku bieżącej wartości przyszłych korzyści podatkowych z emisji długu na skutek wzrostu premii za ryzyko i stopy dyskontowej) oraz efekt wartości opcji zaciągnięcia długu, rosnącej w warunkach niepewności i prowadzącej do odwołania decyzji o zwiększeniu zadłużenia. Ali i Daly [2010] wykazali, że na stopę niespłaconych pożyczek i kredytów ujemnie wpływa PKB, a dodatnio wielkość zadłużenia. Natomiast stopa procentowa 6M i indeks produkcji przemysłowej są nieistotne statystycznie.

Po światowym kryzysie finansowym rozpoczętym w 2008 r. większą uwagę zwrócono na zarządzanie płynnością finansową. Chen i Mahajan [2010] potwierdzili istotny wpływ otoczenia makroekonomicznego na poziom środków pieniężnych (oszczędności). Zgodnie z teorią popytu na pieniądź, płynność w przedsiębiorstwie jest ujemnie skorelowana z kosztami alternatywnymi mierzonymi krótkoterminowymi stopami procentowymi. Wzrost deficytu budżetowego powoduje spowolnienie wzrostu gospodarczego, co pośrednio wpływa na obniżenie płynności finansowej. Wskutek działania tarczy podatkowej stawka podatkowa wpływa ujemnie na płynność przedsiębiorstwa. Chen i Mahajan [2010] wskazali, że w okresie recesji gotówka i zadłużenie są większymi substytutami niż w okresie ekspansji.

Wybór formy zadłużenia zagranicznego podmiotów prywatnych zależy od czynników makroekonomicznych, wyjaśniających 26% zróżnicowania między krajami stosunku wartości kredytów bankowych do papierów dłużnych [Hale, 2007]. Ponieważ kryzysy wybuchają częściej w krajach z zadłużeniem zagranicznym w bankach, więc dla stabilności gospodarki sposób finansowania zagranicą ma istotne znaczenie [Furceri i in., 2011; Sula, Willet, 2009]. Makroekonomiczne determinanty struktury prywatnego zadłużenia zagranicznego są związane z ryzykiem inwestycyjnym danego kraju i obejmują koszty obsługi, zmiany realnego kursu walutowego, wahania przychodów z eksportu i historię renegotjacji warunków spłaty zadłużenia rządowego.

Gromadzenie oszczędności rozumianych jako aktywa krótkoterminowe zapewnia firmom płynność chroniącą je przed niewypłacalnością. Dlatego wpływ sytuacji makroekonomicznej na prawdopodobieństwo bankructwa może stanowić dodatkowy kanał oddziaływania czynników ogólnogospodarczych na oszczędności przedsiębiorstw. Istniejące badania potwierdzają występowanie związku między zmiennymi makroekonomicznymi a niemożnością regulowania swoich zobowiązań przez przedsiębiorstwa.

Altman [1971; 1983] wykazał, że tempo wzrostu gospodarczego, warunki na rynku kredytowym lub pieniężnym oraz sytuacja na giełdzie papierów

wartościowych wpływają na bankructwo firm w USA. Bonfim [2009], wykorzystując podobny zestaw zmiennych makroekonomicznych, potwierdził ich istotny wpływ na prawdopodobieństwo niespłacenia kredytów w terminie przez firmy portugalskie w latach 1996–2002. Zhang, Bessler i Leatham [2013] dostrzegli problem endogeniczności polegający na dwukierunkowej zależności między zmiennymi makroekonomicznymi a upadłością firm. Używając kwartalnych danych z lat 1980–2004 dla firm amerykańskich i modelu SVAR potwierdzili istotny, dodatni wpływ na bankructwa jedynie stopy procentowej spośród zmiennych rozpatrywanych przez Altmana [1971; 1983]. Bankructwa firm wpływają na zagregowaną koniunkturę giełdową. Według Bhattacharjee’ego i in. [2009] warunki ogólnogospodarcze współdecydują o sytuacji finansowej i zagrożeniu bankructwem lub przejęciem przez inną spółkę. W przedsiębiorstwach z dobrą sytuacją finansową wpływ niepewności makroekonomicznej przejawia się w skali dokonywanych inwestycji. Niepewność gospodarcza decyduje o prawdopodobieństwie bankructwa oraz inwestycjach, kształtując bieżące lub przyszłe perspektywy rozwoju firmy.

W badaniu Bhattacharjee i in. [2009] firm z Wielkiej Brytanii, obserwowanych w latach 1965–2002, długookresowa 20-letnia realna stopa procentowa oraz realny kurs walutowy nie wpływały statystycznie istotnie na prawdopodobieństwo bankructwa. Jedynie realna stopa procentowa oraz prawdopodobieństwo przejęcia firmy były istotne statystycznie. Częściowo zaprzecza to wynikom badań firm z Wielkiej Brytanii przeprowadzonym przez Liu [2004], które potwierdziły, że w latach 1966–1999 nominalna stopa procentowa była istotną determinantą upadłości przedsiębiorstw w długim i krótkim okresie.

Natomiast Carling i in. [2007] stwierdzili dla kwartalnych danych firm szwedzkich w latach 1994–2000, że ryzyko bankructwa malało wraz ze wzrostem luki popytowej (bieżąca sytuacja ogólnogospodarcza) oraz poprawą oczekiwań gospodarstw domowych dotyczących przyszłej sytuacji makroekonomicznej i wzrostem nachylenia krzywej dochodowości (wskaźniki przyszłego stanu koniunktury). Autorzy podkreślili, że włączenie zmiennych makroekonomicznych niemal podwoiło miary dopasowania modelu, ale zastrzegali, że wyniki mogły być zakłócone przez stosunkowo krótki okres obserwacji.

### **Wpływ wahań koniunkturalnych na strukturę kapitałową i wypłacalność firmy**

Na zagadnienie wpływu czynników makroekonomicznych na decyzje finansowe firm można spojrzeć szerzej, analizując nie tylko wielkość oszczędności, ale całą strukturę finansowania działalności podmiotów. W literaturze szczególną uwagę poświęcono skutkom wahań koniunkturalnych, które na poziomie mikroekonomicznym rzutują na wielkość przepływów pieniężnych i determinują sytuację finansową firm.

Zdaniem Hackbarth, Miao i Morellec [2006] wartość przepływów środków pieniężnych zależy od stanu ogólnogospodarczej koniunktury. Kalibracja modelu dopuszczającego występowanie dwóch stanów koniunktury,

tn. recesji i ożywienia, prowadzi do wniosku, że prawdopodobieństwo ogłoszenia upadłości jest wyższe w czasie ożywienia i niższe w czasie recesji niż w modelach, które dopuszczają tylko jeden stan koniunktury. Bankructwo następuje w momencie, gdy wartość bieżąca przyszłych przepływów środków pieniężnych zrównuje się z kosztem alternatywnym dalszego funkcjonowania firmy (skorygowanym o wartość opcji kontynuowania działalności) i zależy od stanu koniunktury. Wpływ warunków makroekonomicznych na prawdopodobieństwo bankructwa decyduje też o optymalnym poziomie zadłużenia firm, który jest antycykliczny. Z jednej strony, prawdopodobieństwo ogłoszenia bankructwa jest antycykliczne, co powinno sprzyjać większej emisji długu w czasie ożywienia. Jednak z drugiej strony, wartość oczekiwanych przepływów środków pieniężnych i wartość przedsiębiorstwa rosną w czasie ożywienia, co ogranicza wielkość długu w stosunku do wyceny przedsiębiorstwa i tym samym obniża poziom dźwigni. Większe wahania koniunktury, tj. większa niepewność i ryzyko bankructwa, mają wpływ zarówno na koszty bankructwa, jak i na korzyści podatkowe z emisji długu, decydujące o optymalnym poziomie dźwigni. Stąd większa niepewność makroekonomiczna przekłada się na niższy poziom zadłużenia firm. Na przykład wzrost zmienności przepływów środków pieniężnych z 20% do 30% redukuje optymalny poziom dźwigni w czasie ożywienia z ok. 21% do zaledwie 13% [Hackbarth, Miao, Morellec, 2006].

Z teoretycznej analizy Bhamry, Kuehn i Strebulaev [2010] wynika, że stan koniunktury oddziałuje dwoma kanałami na sposób finansowania firmy i poziom dźwigni. Po pierwsze, wartość kapitału własnego jest bardziej wrażliwa na czynniki makroekonomiczne niż dług, gdyż w przypadku bankructwa roszczenia udziałowców są zaspokajane po spłacie długu, a oczekiwana wartość dywidend spada w czasie recesji. W rezultacie w czasie spowolnienia rośnie poziom dźwigni ze względu na szybszy spadek wartości udziałów niż spadek wartości długu. Z drugiej jednak strony firmy zmniejszają optymalny poziom zadłużenia w czasie recesji, aby zwiększyć swoją finansową elastyczność. Podjęcie takiej decyzji bazuje na porównaniu kosztów ogłoszenia bankructwa i korzyści podatkowych z emisji długu, co wpływa na procykliczność dźwigni, zwłaszcza przy ograniczeniach płynności.

Korzystając z charakterystycznych dla gospodarki USA wartości parametrów, takich jak międzyokresowa elastyczność substytucji, awersja do ryzyka, koszty bankructwa, wariancja konsumpcji, wariancja stóp zwrotu, Bhamra, Kuehn i Strebulaev [2010] wykazali, że mechanizm procyklicznego optymalnego wyboru poziomu dźwigni przeważa nad automatycznym mechanizmem antycyklicznej dźwigni dla danych indywidualnych przedsiębiorstw. Natomiast dla danych zagregowanych dominuje efekt większej zależności wartości kapitału własnego niż długu od stanu koniunktury, co powoduje, że zagregowany poziom dźwigni jest zmienną antycykliczną. Antycykliczny charakter poziomu dźwigni potwierdzili też Korajczyk i Levy [2003] w odniesieniu do firm niedoświadczających ograniczeń finansowych (braku wystarczających

oszczędności do sfinansowania nadarzających się okazji inwestycyjnych i ponoszących wysokie koszty zewnętrznego finansowania). W przedsiębiorstwach, które doświadczają ograniczeń w dostępie do źródeł finansowania, poziom dźwigni jest procykliczny (ale słabo reaguje na czynniki makroekonomiczne) [Korajczyk, Levy, 2003; Covas, Den Haan, 2006; Korteweg, 2010].

Znak zależności między fazą cyklu koniunkturalnego a poziomem dźwigni może też zależeć od cech strukturalnych firmy. W modelu równowagi ogólnej Leviego i Hennessyego [2007] firmy mogą wybierać między dwoma źródłami zewnętrznego finansowania: emisją akcji lub długiem, ale ich decyzje są ograniczone minimalnym udziałem wartości akcji w posiadaniu menedżerów ze względu na problem agencji w zarządzaniu firmą. Przedsiębiorstwa różnią się stopniem zabezpieczenia zewnętrznych inwestorów, ponieważ mają inny stopień przejrzystości, zakres kontroli przez zewnętrzne firmy audytorskie lub agencje ratingowe. W firmach o lepszym zabezpieczeniu zewnętrznych inwestorów (niższy problem agencji) odsetek udziałów w posiadaniu kadry zarządzającej może być niższy. W konsekwencji takie spółki w większym stopniu dokonują substytucji długu emisją akcji w czasie ożywienia i odwrotnie – zwiększają poziom dźwigni podczas recesji. W warunkach niższego zabezpieczenia praw zewnętrznych inwestorów, zarząd musi utrzymywać znaczący pakiet udziałów, co ogranicza swobodę substytucji długu emisją akcji. Wówczas decyzje o strukturze kapitałowej są niewrażliwe na fazę cyklu koniunkturalnego.

Baum i in. [2006] rozpatrywali zmienność PKB i produkcji przemysłowej wraz ze zmiennością inflacji i indeksu giełdowego S&P 500 jako elementy ogólnej niepewności otoczenia makroekonomicznego firmy. Na podstawie analizy danych 4125 firm z lat 1970–2000 stwierdzili, że otrzymane w wyniku estymacji modelu GARCH warunkowe wariancje PKB oraz indeksu produkcji przemysłowej mają ujemny wpływ na odchylenie oszczędności (udziału środków pieniężnych w aktywach) w badanej próbie. Oznacza to, że niepewność makroekonomiczna prowadzi do jednolitej reakcji firm, polegającej na zwiększeniu udziału gotówki w aktywach, zwłaszcza w przedsiębiorstwach szybko rozwijających się lub doświadczających ograniczeń płynności. Siła oddziaływania niepewności makroekonomicznej jest zdecydowanie większa w sektorach produkujących dobra kapitałochłonne niż pracochłonne [Baum i in., 2006].

Wahania PKB mają wpływ nie tylko na decyzje firm dotyczące struktury finansowania działalności, ale wpływają też na ich ogólną sytuację finansową, w tym na prawdopodobieństwo bankructwa. Bhattacharjee i in. [2009] wykazali zależność między cyklem koniunkturalnym w USA a prawdopodobieństwem bankructwa przedsiębiorstw w Wielkiej Brytanii. Ta zaskakująca zależność tłumaczona jest przez autorów popytem na eksport ze strony USA oraz częstotliwością dokonywania przejęć firm brytyjskich przez firmy amerykańskie, zależącą od stanu amerykańskiej koniunktury.



## Dane

Analizę empiryczną przeprowadzono na podstawie jednostkowych niezbilansowanych danych panelowych polskich przedsiębiorstw, zatrudniających co najmniej 10 pracowników, pochodzących z bilansu oraz rachunku zysków i strat rocznych ujętych w sprawozdaniach statystycznych GUS F-02 z lat 1995–2012 (528 780 obserwacji w całym okresie badawczym). Z próby wyłączono obserwacje z ujemnym kapitałem własnym uniemożliwiające właściwą interpretację dźwigni finansowej jako stosunku całkowitego zadłużenia do całkowitych źródeł finansowania (wewnętrznych i zewnętrznych). Ponadto wyłączono z próby następujące sekcje PKD 2007: A – rolnictwo, leśnictwo, łowiectwo i rybactwo oraz K – działalność finansowa i ubezpieczeniowa. Próba obejmuje przeciętnie rocznie 30 tys. przedsiębiorstw, w tym spółki osobowe i spółki akcyjne, przedsiębiorstwa zagraniczne prowadzące działalność na terenie Polski oraz przedsiębiorstwa państwowe. W tabeli 1 przedstawiono strukturę próby według rodzajów prowadzonej działalności w wybranych latach.

**Tabela 1. Struktura próby w ujęciu branżowym w wybranych latach (w %)**

Branża	1995	2004	2007	2012
Przemysł	38,49	38,59	37,79	34,96
Budownictwo	17,33	9,88	10,25	10,71
Handel	23,97	28,41	28,11	27,36
Transport	5,82	5,36	5,40	6,78
Pozostałe usługi	17,39	17,76	18,45	20,19

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS z F-02 za 1995–2012.

## Wpływ niepewności makroekonomicznej na oszczędności i zasoby środków pieniężnych przedsiębiorstw

### Metoda badawcza i zmienne

Wynikające z szoków wahania, zwłaszcza nieprzewidywalne, wartości zmiennych makroekonomicznych oddziałują na funkcjonowanie przedsiębiorstw, ponieważ zwiększają stopień niepewności dotyczącej kształtowania się warunków gospodarowania. W niniejszym podpunkcie będzie analizowany wpływ niepewności makroekonomicznej na płynność i oszczędności przedsiębiorstw, które mogą kierować się motywem przezornościowym. Weryfikowana hipoteza (H1) wskazuje, że zgodnie z motywem przezornościowym gromadzenia środków pieniężnych, polskie przedsiębiorstwa zwiększają oszczędności w celu zabezpieczenia się przed negatywnymi szokami makroekonomicznymi (m.in. spadkiem sprzedaży).

W celu weryfikacji hipotezy, zaadaptowana zostanie metodyka zaproponowana przez Bauma i in. [2006], Baum, Stephan i Talavera [2009], Baum, Chakraborty i Boyan [2010], którzy analizowali wpływ niepewności makroekonomicznej na popyt przedsiębiorstw na gotówkę. Punktem wyjścia do analizy jest założenie, że czynniki makroekonomiczne, a zwłaszcza niepewność makroekonomiczna, wpływają na zarządzanie płynnymi aktywami firm (oszczędnościami). Niepewność makroekonomiczna utrudnia przewidywanie wielkości przepływów środków pieniężnych, co wpływa na mniejsze różnicowanie zarządzania finansami między przedsiębiorstwami. Skoro menedżerowie napotykają trudności w przewidywaniu np. wartości przepływów środków pieniężnych charakterystycznych dla ich firm, zarządy wszystkich przedsiębiorstw w większym stopniu opierają swoje decyzje na podstawie tych samych zmiennych makroekonomicznych. W rezultacie decyzje finansowe firm upodabniają się do siebie w warunkach większej niepewności makroekonomicznej. I odwrotnie, kiedy niepewność makroekonomiczna maleje, przewidywanie wartości zmiennych charakteryzujących poszczególne przedsiębiorstwa, staje się łatwiejsze i dlatego wartość tych zmiennych zaczyna odgrywać kluczową rolę w decyzjach finansowych przedsiębiorstw. Na podstawie tego rozumowania można sformułować hipotezę, że rozkład zmiennych, opisujących decyzje finansowe firm, zależy od niepewności makroekonomicznej, a zwłaszcza, że większa niepewność oznacza spadek wariancji wartości oszczędności i gotówki między firmami. W celu weryfikacji tej hipotezy będzie szacowane równanie w następującej postaci:

$$Var_t(j) = \beta_0 + \beta_1 \text{uncert}_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

gdzie:  $Var_t$  oznacza wariancję w badanej próbie firm w roku  $t$ , zaś  $j$  jest równe udziałowi krótkoterminowych aktywów finansowych (oszczędności), albo samych środków pieniężnych w aktywach ogółem. Wariancja zasobów oszczędności i samej gotówki jest wyjaśniana poziomem niepewności makroekonomicznej  $\text{uncert}$ . Na podstawie przedstawionego rozumowania należy oczekiwać, że  $\beta_1 < 0$ , tzn. w warunkach większej niepewności firmy utrzymują zbliżone udziały oszczędności i gotówki w aktywach, a zatem ich wewnątrzgrupowa wariancja maleje. W przeprowadzonym badaniu przez grupę należy rozumieć przedsiębiorstwa z jednego działu PKD, czyli na 2-cyfrowym poziomie agregacji.

Kluczową zmienną jest miara makroekonomicznej niepewności. Ze względu na fakt, że wahania zmiennej same w sobie nie muszą generować niepewności, tę ostatnią ujmuje się ilościowo jako warunkową wariancję w modelu klasy ARCH/GARCH. W przeprowadzonym badaniu wykorzystano warunkowe wariancje pięciu zmiennych makroekonomicznych: indeksu produkcji przemysłowej, PKB, inflacji (mierzonej indeksem cen dóbr konsumpcyjnych), realnej 3-miesięcznej stopy procentowej (obliczonej jako różnica między stopą nominalną a faktyczną inflacją) oraz tempa wzrostu indeksu giełdowego. Wszystkie zmienne zaczerpnięto z bazy danych OECD dla obserwacji

miesięcznych, poza PKB, który jest szeregiem kwartalnym. Sezonowość została usunięta metodą TRAMO/SEATS, zaś trend został usunięty za pomocą filtra Hodricka-Prescotta. Próba obejmuje okres 1995M1–2013M12. Miara niepewności przybiera postać:

$$\text{uncert}_t = 0,48 \cdot \hat{\sigma}_{t-1}^2 + 0,34 \cdot \hat{\sigma}_{t-2}^2 + 0,18 \cdot \hat{\sigma}_{t-3}^2, \quad (2)$$

gdzie:  $\hat{\sigma}_t^2$  oznacza wariancję warunkową w roku  $t$  otrzymaną jako średnia z miesięcznych (kwartalnych w przypadku PKB) wartości wariancji warunkowych w modelu GARCH. Zgodnie z sugestią Bauma i in. [2006], miara niepewności jest średnią ważoną (wagi zostały zaproponowane przez tych autorów artykułu) z opóźnionych wartości wariancji warunkowych, ponieważ firmy mogą nie być w stanie natychmiast dostosować zasobów oszczędności i gotówki do poziomu makroekonomicznej niepewności.

Do estymacji równania wyjaśniającego wewnątrzgrupową wariancję udziału krótkoterminowych aktywów finansowych (oszczędności) oraz, alternatywnie, środków pieniężnych w aktywach wykorzystano estymatora GMM z błędami HAC. Zmienne instrumentalne wykorzystane w estymacji wariancji warunkowych służących do konstrukcji każdej z pięciu miar niepewności to: wariancje warunkowe realnego kursu walutowego (względem USD), podaży pieniądza M3, kredytów udzielonych przez banki przedsiębiorstwom oraz gospodarstwom domowym, zmienne 0–1 dla lat.

## Wyniki

Jak już wspomniano, estymację przeprowadzono na danych rocznych dla przedsiębiorstw pogrupowanych w działach (2-cyfrowych) PKD. Oprócz miar niepewności do zbioru zmiennych wyjaśniających dodano zmienne 0–1 dla sekcji działalności wg PKD (czyli dla przemysłu, budownictwa, handlu, transportu i pozostałych usług). W tabeli 2 przedstawiono wyniki otrzymane dla wewnątrzgrupowej wariancji udziału oszczędności w aktywach, natomiast w tabeli 3 – dla wewnątrzgrupowej wariancji udziału środków pieniężnych w aktywach. W dwóch ostatnich rzędach każdej tabeli znajdują się oszacowane (oznaczono jako  $\eta$ ) elastyczności dyspersji stosunku oszczędności (bądź środków pieniężnych) w aktywach w odniesieniu do miar niepewności ( $\text{uncert1}$ ,  $\text{uncert2}$ ,  $\text{uncert3}$ ,  $\text{uncert4}$ ,  $\text{uncert5}$ ) i odpowiednimi błędami standardowymi (oznaczono jako  $\eta_{\text{se}}$ ). Wynik testu Hansena  $J$  ( $p\text{-value} > \alpha$ ,  $\alpha$  – poziom istotności) pokazuje poprawność użytych instrumentów.

Wpływ niepewności makroekonomicznej na wewnątrzgrupową wariancję wielkości oszczędności okazał się ujemny i statystycznie istotny, poza jedną miarą niepewności, a mianowicie  $\text{uncert1}$  (zmienna istotna na poziomie 15%). Warto zauważyć, iż dla każdej specyfikacji elastyczność ma znaczącą wielkość, czyli 100% wzrostu niepewności doprowadzi do znacznego spadku dyspersji stosunku oszczędności w aktywach, w przedziale pomiędzy 6% a 53%. Wyniki te potwierdzają, że firmy będą zachowywać się znacznie bardziej jednorodnie,

z uwzględnieniem ich zapotrzebowania na rezerwy płynne, w czasach większej niepewności. Na podstawie otrzymanych wyników należy stwierdzić brak podstaw do odrzucenia (H1).

**Tabela 2. Wyniki dla wewnątrzgrupowej wariancji udziału oszczędności (krótkoterminowe aktywa finansowe) w aktywach**

Nazwa zmiennej	Model 1 b/se	Model 2 b/se	Model 3 b/se	Model 4 b/se	Model 5 b/se
uncert1	-75.949# (51.528)				
uncert2		-1.2e+04*** (3502.621)			
uncer3			-5.525** (2.354)		
uncert4				-0.059** (0.026)	
uncert5					-0.020*** (0.006)
Budownictwo	0.044*** (0.006)	0.043*** (0.004)	0.042*** (0.006)	0.043*** (0.006)	0.043*** (0.005)
Handel	-0.017*** (0.005)	-0.016*** (0.005)	-0.018*** (0.005)	-0.017*** (0.005)	-0.016*** (0.005)
Pozostałe usługi	0.070*** (0.005)	0.069*** (0.005)	0.070*** (0.005)	0.071*** (0.005)	0.068*** (0.005)
Stała	0.164*** (0.020)	0.217*** (0.023)	0.157*** (0.010)	0.179*** (0.019)	0.144*** (0.004)
N	739	739	739	739	739
Hansen J	18.588	12.003	17.982	17.216	13.544
p-value	0.017	0.151	0.035	0.028	0.094
eta	-0.186	-0.533	-0.134	-0.281	-0.057
etase	0.126	0.150	0.057	0.123	0.018

Oznaczenia: eta – elastyczność miary niepewności, etase – odchylenie standardowe eta, poziom istotności # 0.15 \* 0.10 \*\* 0.05 \*\*\* 0.01.

Źródło: opracowanie własne.

**Tabela 3. Wyniki dla wewnątrzgrupowej wariancji udziału środków pieniężnych w aktywach**

Nazwa zmiennej	Model 1 b/se	Model 2 b/se	Model 3 b/se	Model 4 b/se	Model 5 b/se
uncert1	-101.100* (53.075)				
uncert2		-7.9e+03** (3550.861)			
uncer3			-1.278 (2.253)		

Nazwa zmiennej	Model 1 b/se	Model 2 b/se	Model 3 b/se	Model 4 b/se	Model 5 b/se
uncert4				-0.004 (0.027)	
uncert5					-0.012* (0.006)
Budownictwo	0.050*** (0.005)	0.049*** (0.005)	0.049*** (0.006)	0.049*** (0.006)	0.049*** (0.005)
Handel	-0.013*** (0.005)	-0.014*** (0.005)	-0.014*** (0.005)	-0.014*** (0.005)	-0.013*** (0.005)
Pozostałe usługi	0.070*** (0.006)	0.069*** (0.006)	0.071*** (0.006)	0.070*** (0.006)	0.069*** (0.006)
Stała	0.160*** (0.020)	0.174*** (0.023)	0.127*** (0.009)	0.126*** (0.020)	0.127*** (0.004)
N	739	739	739	739	739
Hansen J	18.197	16.659	20.429	19.946	17.425
p-value	0.020	0.034	0.015	0.011	0.026
eta	-0.271	-0.367	-0.034	-0.020	-0.036
etase	0.143	0.166	0.060	0.141	0.020

Oznaczenia: eta – elastyczność miary niepewności, etase – odchylenie standardowe eta, poziom istotności # 0.15 \* 0.10 \*\* 0.05 \*\*\* 0.01.

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie tabeli 3 wynika, że miary niepewności uncert3 oraz uncert4 nie wpływają w statystycznie istotny sposób na wewnątrzgrupową wariację udziału środków pieniężnych w aktywach. Natomiast niepewność generowana przez zmienność indeksu produkcji przemysłowej, inflacji i realnej stopy procentowej zmniejsza wewnątrzgrupową wariację utrzymywanych przez przedsiębiorstwa zasobów środków pieniężnych. Warto zauważyć, iż dla powyższych specyfikacji elastyczność ma znaczącą wielkość, czyli 100% wzrostu niepewności doprowadzi do znacznego spadku dyspersji stosunku środków pieniężnych w aktywach, w przedziale pomiędzy 4% a 36%. Elastyczności w przypadku dyspersji stosunku oszczędności w aktywach mają znacznie wyższe wartości niż te, dla dyspersji stosunku środków pieniężnych w aktywach.

Podsumowując, przeprowadzone badanie sugeruje, że polskie przedsiębiorstwa dostosowują posiadane oszczędności i zasoby środków pieniężnych do warunków makroekonomicznych, a dokładniej do poziomu niepewności makroekonomicznej. Niepewność dotycząca kształtowania się wartości dwóch zmiennych – inflacji i 3-miesięcznej realnej stopy procentowej – oddziałuje zarówno na oszczędności, jak i zasoby środków pieniężnych, zmuszając wszystkie przedsiębiorstwa, niezależnie od ich mikroekonomicznych charakterystyk, do modyfikacji swoich decyzji finansowych. Na decyzje dotyczące oszczędności wpływa ponadto niepewność związana z indeksem giełdowym i PKB, a w przypadku zasobów środków pieniężnych – niepewność

co do indeksu produkcji przemysłowej. Warto odnieść się do literatury przedmiotu, Baum i in. (2006) na podstawie analizy danych 4125 amerykańskich przedsiębiorstw spoza sektora finansowego z lat 1970–2000, stwierdzili, że otrzymane w wyniku estymacji modelu GARCH warunkowe wariancje PKB oraz indeksu produkcji przemysłowej mają ujemny wpływ na odchylenie udziału środków pieniężnych w aktywach w badanej próbie. Oznacza to, że niepewność makroekonomiczna prowadzi do jednolitej reakcji firm, polegającej na zwiększeniu udziału gotówki w aktywach.

### Wpływ szoków idiosynkratycznych na oszczędności i zasoby środków pieniężnych przedsiębiorstw

#### Metoda badawcza i zmienne

W poniżej przeprowadzonym badaniu empirycznym weryfikacji zostanie poddana hipoteza badawcza (H2), zgodnie z którą: Motywem gromadzenia przez przedsiębiorstwa oszczędności obejmujących zasoby środków pieniężnych i krótkoterminowych aktywów finansowych jest zabezpieczenie się przed kosztownymi i negatywnymi skutkami braku płynności. W badaniu, którego wyniki prezentuje tabela 4 zbadano, jak reagują oszczędności przedsiębiorstwa na wzrost ryzyka operacyjnego (zmiennosc *cash flow*), gdyż to ono może być źródłem problemów z płynnością. Jako zmienną objaśnianą przyjęto średni poziom oszczędności, a zmienną objaśniającą było odchylenie standardowe<sup>2</sup> *cash flow* (jako miara ryzyka operacyjnego) obliczane w określonym oknie 5-letnim i przesuwane o 1 okres w  $t+1$ .

Opierając się na omawianej literaturze tematu, skonstruowano dynamiczny model panelowy. Do oszacowania parametrów wykorzystano odpornego estymatora systemowego GMM [Arellano, Bover, 1995; Blundell, Bond, 1998]. Metoda estymacji została dobrana do definicji zmiennych objaśnianych oraz zidentyfikowanego i potwierdzonego testami problemu endogeniczności. Prawidłowość doboru instrumentów potwierdzono za pomocą testu Sargana, sprawdzającego, czy spełniony jest warunek łącznej ortogonalności pomiędzy instrumentami a składnikiem losowym. Warunek ten zweryfikowano, posługując się testem na występowanie autokorelacji w różnicach reszt z modelu. Założenia konstrukcji modelu wymagają, by nie występowała autokorelacja składnika resztowego rzędu 2. i wyższych.

<sup>2</sup> Jako zmienną objaśniającą wykorzystano odchylenie standardowe *cash flow* obliczane w określonym oknie 5-letnim i przesuwane o 1 okres w  $t+1$ , w związku z tym, iż *cash flow* miało stałą w czasie średnią.

## Wyniki

Wyniki estymacji modelu regresji służącego weryfikacji hipotezy (H2) przedstawiono w tabeli 4. Druga kolumna zawiera wartości oszacowanych parametrów, a w ostatniej kolumnie podano wartość błędów standardowych.

**Tabela 4. Wyniki dla reakcji oszczędności przedsiębiorstw na szoki idiosynkratyczne – wpływ ryzyka operacyjnego (zmienności *cash flow*) na oszczędności przedsiębiorstw**

Nazwa zmiennej	Model (b/se)	
Średni poziom oszczędności w poprzednim okresie	0.9324***	(0.1122)
Odchylenie standardowe <i>cash flow</i>	0.0035**	(0.0016)
2002	0.0010##	(0.0007)
2003	0.0026***	(0.0008)
2004	0.0046***	(0.0011)
2005	0.0086***	(0.0013)
2006	0.0073***	(0.0017)
2007	0.0071***	(0.0016)
2008	0.0061***	(0.0016)
2009	0.0047***	(0.0016)
2010	0.0022#	(0.0015)
2011	-0.0001	(0.0007)
Budownictwo	-0.0670**	(0.0283)
Handel	0.0417	(0.0330)
Transport	-0.2719***	(0.0760)
Pozostałe usługi	-0.0486#	(0.0332)
Stała	0.0121	(0.0104)
Liczba obserwacji	282201	
Liczba instrumentów	24	
Nazwa testu	Statystyka testowa [ <i>p-value</i> ]	
Test Sargana	79.76 [0.13]	
Test Arellano-Bonda na autokorelację 1 rzędu	-3.00 [0.00]	
Test Arellano-Bonda na autokorelację 2 rzędu	-1.32 [0.21]	

Poziom istotności ## 0.20 # 0.15 \* 0.10 \*\* 0.05 \*\*\* 0.01.

Wyniki estymacji modelu za pomocą dwustopniowego systemowego estymatora uogólnionej metody momentów z zastosowaniem skorygowanego estymatora wariancji Windmeijera.

Źródło: opracowanie własne.

Dodatni znak przy odchyleniu standardowym *cash flow* w określonym oknie 5-letnim wskazuje, że przedsiębiorstwa zwiększają oszczędności w reakcji na większe wahania *cash flow*. Oznacza to, że przedsiębiorstwa gromadzą oszczędności, aby zabezpieczyć się przed ryzykiem i niepewnością (czyli przewidywalnym i nieprzewidywalnym – odchylenie standardowe odzwierciedla

oba rodzaje zmienności), dotyczącymi kształtowania się poziomu płynności. Uzyskane wyniki pozytywnie weryfikują hipotezę (H2).

### Zakończenie

Na podstawie wyników przeprowadzonych badań wykazano, że zgodnie z motywem przornościowym polskie przedsiębiorstwa utrzymują bufor bezpieczeństwa w postaci zgromadzonych oszczędności z obawy przed szokami makroekonomicznymi i idiosynkratycznymi, tj. kosztowną utratą dobrej opinii u kontrahentów i dostawców kapitału na skutek utraty płynności.

Niepewność dotycząca kształtowania się inflacji i 3-miesięcznej realnej stopy procentowej oddziałuje zarówno na oszczędności (krótkoterminowe aktywa finansowe), jak i zasoby środków pieniężnych, zmuszając wszystkie przedsiębiorstwa, niezależnie od ich charakterystyk, do modyfikacji ich decyzji finansowych. Na proces decyzyjny co do akumulacji oszczędności wpływa ponadto niepewność dotycząca indeksu giełdowego i PKB, a w przypadku zasobów środków pieniężnych – niepewność co do indeksu produkcji przemysłowej.

Wykazano, że przedsiębiorstwa akumulują oszczędności w reakcji na wyższe ryzyko operacyjne (zmienność *cash flow*). Zastosowana metoda estymacji umożliwia uniknięcie problemu endogeniczności i pozwala stwierdzić, że istnieje jednokierunkowy dodatni wpływ szoków specyficznych dla przedsiębiorstwa na wielkość jego zasobów gotówki i aktywów krótkoterminowych. Metoda badawcza zastosowana do analizy szoków makroekonomicznych pozwala wnioskować, że wywołują one zbliżone decyzje przedsiębiorstw dotyczące oszczędzania. Większe ryzyko makroekonomiczne skłoni wszystkie firmy do zwiększania oszczędności. Niepewność makroekonomiczna może osłabić zdolność menedżerów do prawidłowego prognozowania przyszłych przepływów pieniężnych i w rezultacie prowadzić do nieefektywnej alokacji zasobów i utrzymywania nieoptymalnego poziomu płynnych aktywów. Większa niestabilność makroekonomiczna powinna skłaniać przedsiębiorstwa, niezależnie od ich charakterystyk do zwiększania popytu na aktywa płynne. W warunkach stabilnego otoczenia makroekonomicznego menedżerowie ustalają popyt na aktywa płynne w sposób silniej zależny od charakterystyk oraz potrzeb firmy i w rezultacie powinno być obserwowane większe różnicowanie wielkości zasobów gotówkowych przedsiębiorstw.

Oczywiście należy przypuszczać, że siła oddziaływania niepewności makroekonomicznej może okazać się zróżnicowana w grupach przedsiębiorstw wyłonionych na podstawie ich indywidualnych charakterystyk, np. w firmach charakteryzujących się szybkim wzrostem, doświadczających ograniczeń płynności oraz działających w sektorach kapitałointensywnych. Ze względu na fakt, że szybko rosnące firmy są z reguły młode i prognozowanie ich przyszłych przychodów jest utrudnione, można podejrzewać, że mają one utrudniony dostęp do rynku kredytowego, co oznacza, że to kryterium jest czynnikiem kluczowym przy identyfikacji grupy firm najbardziej wrażliwych



na makroekonomiczną niepewność przy podejmowaniu decyzji o udziale go-tówki w aktywach. Głębsza analiza tego zagadnienia powinna stanowić temat innych badań w przyszłości.

## Bibliografia

- Ali A., Daly K. [2010], *Modelling Credit Risk: A Comparison of Australia and the USA*, "Journal of International Finance and Economics", vol. 10, no. 1, s. 123–131.
- Almeida H., Campello M., Weisbach M. [2004], *The Cash Flow Sensitivity of Cash*, "Journal of Finance", vol. 59, s. 1777–1804.
- Altman E.I. [1971], *Corporate Bankruptcy in America*, Lexington, MA, Heath Lexington Books.
- Altman E.I. [1983], *Why Businesses Fail*, "Journal of Business Strategy", vol. 3, s. 15–21.
- Arellano M., Bover O. [1995], *Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models*, "Journal of Econometrics", vol. 68, no. 1, s. 29–51.
- Baum C.F., Caglayan M., Ozkan N., Talavera O. [2006], *The Impact of Macroeconomic Uncertainty on Non-financial Firms' Demand for Liquidity*, "Review of Financial Economics", vol. 15, s. 289–304.
- Baum C.F., Chakraborty A., Boyan L. [2010], *The Impact of Macroeconomic Uncertainty on Firms' Changes in Financial Leverage*, "International Journal of Finance and Economics", vol. 15, s. 22–30.
- Baum C.F., Stephan A., Talavera O. [2009], *The Effects of Uncertainty on the Leverage of Non-financial Firms*, "Economic Inquiry", vol. 47, no. 2, s. 216–225.
- Bhamra H.S., Kuehn L.-J., Strebulaev I.A. [2010], *The Aggregate Dynamics of Capital Structure and Macroeconomic Risk*, "Review of Financial Studies", vol. 23, no. 12, s. 4187–4241.
- Bhattacharjee A., Higson C., Holly S., Kattuman P. [2009], *Macroeconomic Instability and Business Exit: Determinants of Failures and Acquisitions of UK Firms*, "Economica", vol. 76, s. 108–131.
- Blundell R., Bond S. [1998], *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, "Journal of Econometrics", vol. 87, no. 1, s. 115–143.
- Bonfim D. [2009], *Credit Risk Drivers: Evaluating the Contribution of Firm Level Information and of Macroeconomic Dynamics*, "Journal of Banking and Finance", vol. 33, s. 281–299.
- Carling K., Jacobson T., Linde J., Roszbach K. [2007], *Corporate Credit Risk Modeling and the Macroeconomy*, "Journal of Banking & Finance", vol. 31, s. 845–868.
- Chen N., Mahajan A. [2010], *Effects of Macroeconomic Conditions on Corporate Liquidity – International Evidence*, "International Research Journal of Finance and Economics", vol. 35, s. 112–129.
- Chen H. [2010], *Macroeconomic Conditions and the Puzzles of Credit Spreads and Capital Structure*, "Journal of Finance", vol. 65, no. 6, s. 2171–2212.
- Covas F., Den Haan W.J. [2006], *The Role of Debt and Equity Finance over the Business Cycle*, Bank of Canada Working Paper, no. 2006–45.
- Furceri D., Guichard G., Rusticelli E. [2011], *Episodes of Large Capital Inflows and the Likelihood of Banking and Currency Crises and Sudden Stops*, OECD Economics Department Working Papers, no. 865.

- Fresard L. [2012], *Cash Savings and Stock Price Informativeness*, "Review of Finance", vol. 16, no. 4, s. 985–1012.
- Hackbarth D., Miao J., Morellec E. [2006], *Capital Structure, Credit Risk, and Macroeconomic Conditions*, "Journal of Financial Economics", vol. 82, s. 519–550.
- Hale G. [2007], *Bonds or Loans? The Effect of Macroeconomic Fundamentals*, "Economic Journal", vol. 117, s. 196–215.
- Huang Y. [2011], *Can the Precautionary Motive Explain the Chinese Corporate Savings Puzzle? Evidence from the Liquid Assets Perspective*, International Monetary Fund, Working Paper.
- Klapper L., Laeven L., Rajan R. [2006], *Entry Regulation as a Barrier to Entrepreneurship*, "Journal of Financial Economics", vol. 82, no. 3, s. 591–629.
- Korajczyk R.A., Levy A. [2003], *Capital Structure Choice: Macroeconomic Conditions and Financial Constraints*, "Journal of Financial Economics", vol. 68, s. 75–109.
- Korteweg A. [2010], *The Net Benefits to Leverage*, "Journal of Finance", vol. 65, no. 6, s. 2137–2170.
- Levy A., Hennessy C. [2007], *Why Does Capital Structure Choice Vary with Macroeconomic Conditions?* "Journal of Monetary Economics", vol. 54, s. 1545–1564.
- Liu J. [2004], *Macroeconomic Determinants of Corporate Failures: Evidence from the UK*, "Applied Economics", vol. 36, s. 939–945.
- Opler T., Pinkowitz L., Stulz R., Williamson R. [1999], *The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings*, "Journal of Financial Economics", vol. 52, s. 3–46.
- Sula O., Willet T.D. [2009], *The Reversibility of Different Types of Capital Flows to Emerging Markets*, "Emerging Market Review", vol. 10, no. 4, s. 296–310.
- Zhang J., Bessler D.A., Leatham D.J. [2013], *Aggregate Business Failures and Macroeconomic Conditions: A VAR Look at the U.S. Between 1980 and 2004*, "Journal of Applied Economics", vol. 16, no. 1, s. 179–202.

---

## IMPACT OF MACROECONOMIC UNCERTAINTY ON CORPORATE SAVINGS

### Abstract

The article aims to verify the impact of macroeconomic uncertainty and idiosyncratic shocks on corporate savings and the cash holdings of companies in Poland. The analysis is based on an unbalanced panel data for companies with at least 10 workers for the 1995–2012 period, as provided by Poland's Central Statistical Office (GUS) in its GUS F-02 reports. To verify the impact of macroeconomic uncertainty on savings, models were estimated using the GMM estimator with HAC, and the influence of idiosyncratic shocks on corporate savings was identified with use of a robust system GMM estimator.

The study shows that Polish companies tend to adapt their savings and cash resources to the level of macroeconomic uncertainty. The findings also indicate that companies maintain a security buffer in the form of accumulated savings as a precaution for fear of idiosyncratic shocks.

**Keywords:** macroeconomic uncertainty, idiosyncratic shocks, savings, panel data, GMM, system GMM estimator, time series, ARCH/GARCH models

**JEL classification codes:** E32, G31, M31

---