Przemysław GARSZTKA, Maciej KOKORNIAK

PRÓBA WYKORZYSTANIA ANALIZY KOINTEGRACYJNEJ DO OKREŚLENIA POWIĄZANIA STOPY BEZROBOCIA Z JAKOŚCIĄ PORTFELA KREDYTÓW KONSUMPCYJNYCH BANKU

Wprowadzenie

Analiza historii systemów bankowych wskazuje, że główną przyczyną powstawania trudności finansowych banków, często prowadzących do ich niewypłacalności, była działalność kredytowa. Z tego powodu właściwe zarządzanie ryzykiem kredytowym jest podstawą zapewnienia odpowiedniej dochodowości banku oraz zagwarantowania jego bezpieczeństwa.

Powszechnie stosowane zarządzanie ryzykiem kredytowym odnosi się przede wszystkim do pojedynczego kredytu. Oprócz ryzyka pojedynczych transakcji kredytowych, banki często starają się identyfikować ryzyko, wynikające z powiązań pomiędzy kredytobiorcami (odnosi się to właściwie tylko do kredytów gospodarczych). Takie podejście byłoby wystarczające w przypadku spełnienia dodatkowych dwóch warunków:

- decyzje kredytowe byłyby podejmowane w sposób zalgorytmizowany, gdzie na podstawie przyjętych wcześniej kryteriów oraz całkowicie wiarygodnych danych, udzielano by jednoznacznej (pozytywnej lub negatywnej) odpowiedzi co do możliwości udzielenia kredytu;
- rynek kredytobiorców byłby rynkiem jednorodnym (tzn. wszędzie występowałby taki sam popyt na te same rodzaje kredytów, każdy rodzaj działalności niósłby ze sobą jednakowe ryzyko niezależnie od miejsca jej prowadzenia, takie same byłyby stopa i dynamika bezrobocia itd.).

Praktyka bankowa pokazuje, że spełnienie tych warunków jest niemożliwe. Przyczynami takiego stanu rzeczy mogą być:

- dodatkowa wiedza o kredytobiorcy, niedająca się kwantyfikować za pomocą klasycznej analizy statystycznej;
- rygorystyczne plany sprzedaży, dyrektor każdej jednostki organizacyjnej banku często preferuje większy wolumen udzielonych kredytów, nawet kosztem zwiększenia ryzyka kredytowego, ponieważ konsekwencje niewypełnienia planów dyrektor musiałby ponieść szybciej niż ewentualne konsekwencje, wynikające z pogorszenia jakości portfela kredytów;
- brak kontroli nad poczynaniami pośredników kredytowych (szczególnie w przypadku kredytów konsumpcyjnych), pośrednicy udzielają bardzo dużo kredytów o małej wartości;
- świadome działanie na szkodę banku osób odpowiedzialnych za udzielenie kredytu, mogą oni zatajać lub fałszować dane we wnioskach kredytowych w zamian za uzyskanie od kredytobiorcy dodatkowych korzyści.

W związku z tymi problemami w banku istnieje potrzeba:

- analizy i oceny portfela kredytowego *ex post* w zakresie udzielonych kredytów,
- formułowania prognoz kształtowania się portfela kredytowego,
- opracowywania i/lub doskonalenia metodologii szacowania ryzyka kredytowego,
- identyfikacji i analizy ryzyka związanego z udzielanymi kredytami oraz określania miejsc jego występowania.

Zakładamy, że istnieje możliwość badania kointegracji szeregów czasowych i wykorzystywania wyników do lepszej realizacji wymienionych zadań.

Pod koniec lat osiemdziesiątych nastąpił okres rozwoju teorii w zakresie modelowania i testowania dynamiki ekonomicznych procesów stochastycznych. Podwaliny pod rozwój tych teorii dała praca opublikowana przez R.F. Engela i C.W. Grangera w 1987 roku [5]. Zostały w niej podane podstawowe definicje, dotyczące integracji i kointegracji procesów stochastycznych oraz zaproponowane zostały procedury ich testowania.

Jedną z bardziej znaczących propozycji dotyczących kointegracji procesów ekonomicznych oraz metodologii wyznaczania wektorów kointegrujących dla procesów niestacjonarnych opublikował S. Johansen w swoim artykule z 1988 roku [9]. Metodologia Johansena oparta jest na wykorzystaniu modeli autoregresji wektorowej (VAR).

W artykule poddamy analizie wpływ stopy bezrobocia na jakość portfela kredytów w zakresie kredytów konsumpcyjnych. W przypadku kredytów konsumpcyjnych spłata zobowiązania przez kredytobiorcę jest możliwa wtedy, gdy ma on stałe źródło dochodów. Dlatego wysoki stan bezrobocia powinien być sygnałem do zaostrzenia kryteriów udzielania kredytów konsumpcyjnych.

Badania zostały przeprowadzone na przykładzie Oddziału Regionalnego PKO BP S.A. w Poznaniu (wielkopolskiego oddziału regionalnego) na podstawie danych z okresu od 31 grudnia 1999 roku do 31 grudnia 2001 roku.

Podstawowymi jednostkami administracyjnymi, wchodzącymi w skład oddziałów regionalnych w PKO BP S.A., są oddziały centrum. W Wielkopolskim Oddziale Regionalnym znajdują się 22 oddziały centrum. Spośród nich 18 znajduje się na terenie województwa wielkopolskiego w Kaliszu, Kępnie, Ostrowie Wielkopolskim, Koninie, Kole, Lesznie, Gostyniu, Pile, Wągrowcu, Gnieźnie, Szamotułach, Nowym Tomyślu, Śremie oraz w Poznaniu, gdzie jest 5 oddziałów centrum. Pozostałe 4 oddziały znajdują się na terenie województwa lubuskiego w Żarach, Gubinie oraz 2 w Zielonej Górze. Każdy z tych oddziałów prowadzi mniej lub bardziej samodzielną politykę kredytową. Ich działalność kredytowa podzielona jest na trzy osobne rynki: kredytów konsumpcyjnych, kredytów gospodarczych oraz kredytów mieszkaniowych i finansowania budownictwa mieszkaniowego.

Głównymi kryteriami, na podstawie których ocenia się politykę kredytową banku, są:

- wartość akcji kredytowej,
- jakość portfela kredytów rozumiana jako udział zagrożonych należności kredytowych w należnościach kredytowych ogółem.

W artykule skoncentrowano się na określeniu powiązania jakości portfela kredytów konsumpcyjnych ze zmianami stopy bezrobocia w wymienionych 22 oddziałach centrum w wielkopolskim regionie bankowym PKO BP S.A. W przypadku tej grupy kredytów za należności zagrożone uważa się należności, których opóźnienie w spłacie kapitału lub odsetek wynosi co najmniej miesiąc. W związku z tym w badaniach ujęte zostaną szeregi stóp bezrobocia opóźnione o jeden miesiąc. Sprawdzono założenie o kointegracji odpowiednich szeregów czasowych. Na podstawie uzyskanych wyników oddziały zostały podzielone na dwie grupy. Do pierwszej grupy zaliczono te oddziały, w których stwierdzono występowanie kointegracji szeregów pierwszych lub drugich różnic stopy bezrobocia oraz zmiennej obrazującej jakość portfela kredytów konsumpcyjnych. Do drugiej grupy przydzielono oddziały niespełniające tego kryterium. Można przyjąć, że do pierwszej grupy zaliczają się oddziały przeciętne. Jakość portfela kredytów tych oddziałów zmienia się zgodnie z kierunkiem zmian na rynku pracy, w pewnej stałej proporcji. Natomiast do drugiej grupy zaliczają się oddziały, w których zmiany jakości portfela kredytów albo nie były uzależnione od zmian stopy bezrobocia, albo zależność ta miała w badanym okresie charakter zmienny (w pozytywnym lub negatywnym sensie). Uważamy, że dzięki zastosowaniu opisanego schematu działania można oceniać skuteczność zmian polityki kredytowej oraz wyszukiwać nietypowe wzorce w kształtowaniu się jakości portfela kredytów banku.

Metodologia

Testowanie integracji

Przez proces stochastyczny rozumiemy rodzinę zmiennych losowych o wartościach rzeczywistych, indeksowanych przez t, gdzie t oznacza czas. Proces będziemy oznaczać jako zbiór X_t, gdzie każdy element $X_1, X_2, \ldots, X_t$ jest zmienną losową.

Proces stochastyczny nazywamy stacjonarnym w ścisłym sensie (silnie stacjonarnym) jeżeli łączne i warunkowe rozkłady prawdopodobieństwa procesu nie zmieniają się przy przesunięciach w czasie. Ze względu na specyfikę procesów ekonomicznych dużo częściej jest mowa o procesach stacjonarnych w szerszym sensie (słabo stacjonarnych), co do których wymaga się tylko, aby:

$$E(X_t) = \mu = \text{const}, \text{Var}(X_t) = \sigma^2 = \text{const} \quad \text{oraz} \quad \text{Cov}(X_t, X_{t+j}) = \sigma_j,$$

gdzie (X_t) oznacza proces stochastyczny (por. [1] s. 103-104).

Pojedynczą realizację procesu stochastycznego nazywać będziemy szeregiem czasowym. W dalszych rozważaniach będziemy utożsamiać proces z szeregiem czasowym, ponieważ obserwowane dane uporządkowane są w czasie. Szereg oznaczać będziemy x_t lub y_t, gdzie t oznacza czas.

Operacja różnicowania, oznaczona przez Δ, służy do obliczania pierwszych przyrostów elementów szeregu czasowego i definiowana jest następująco: $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$. Przyrosty wyższych rzędów definiuje się podobnie:

$$\Delta^2 y_t = \Delta\Delta y_t = \Delta y_t - \Delta y_{t-1} = (y_t - y_{t-1}) - (y_{t-1} - y_{t-2}), \quad \Delta^3 y_t = \Delta\Delta\Delta y_t = \Delta\Delta^2 y_t \quad \text{itd.}$$

Szereg niestacjonarny, który można sprowadzić do szeregu stacjonarnego, obliczając różnice rzędu $d(\Delta^d)$, nazywamy szeregiem zintegrowanym stopnia d i oznaczamy $y_t \sim I(d)$ (zgodnie z definicją Engela i Grangera z 1987 roku szereg zintegrowany stopnia d, czyli szereg $I(d)$, nie jest jeszcze stacjonarny po $d-1$ różnicowaniu). Do badania stopnia zintegrowania szeregu czasowego wykorzystaliśmy w artykule rozszerzony test Dickey-Fullera (*ADF*). W teście tym wykorzystuje się równanie postaci

$$\Delta y_t = \delta y_t + \sum_{i=1}^{k} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

gdzie k oznacza liczbę opóźnień. W dalszych rozważaniach stosować będziemy opóźnienie $k=1$. Taka wartość spowodowana jest małą liczbą obserwacji użytych do analizy. Gdy test *ADF* wykazuje, że parametr δ jest istotnie ujemny, ale statystyka Darbina-Watsona wykazuje występowanie autokorelacji w procesie

generującym składnik ε_t, stwierdzamy, że dany szereg nie jest zintegrowany w badanym stopniu. Wartości krytyczne użyte w testach opublikowane zostały m.in. przez W. Charemzę i D. Deadmana ([1], s. 255-260).

Kointegracja szeregów czasowych

Mówimy, że szeregi czasowe x_t i y_t są skointegrowane stopnia d, b, gdzie $d \geq b \geq 0$, co zapisujemy $x_t, y_t \sim CI(d, b)$, jeżeli:

- oba szeregi są $I(d)$,
- istnieje liniowa kombinacja tych zmiennych $\alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t$, która jest $I(d-b)$.

Wektor $[\alpha_1 \ \alpha_2]$ nazywamy wektorem kointegrującym. Gdy wektor kointegrujący ma postać $[1 \ -\beta]$, można sformułować model dla pierwszych przyrostów, zawierający mechanizm korekty błędów:

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_t .$$

Jeżeli $\beta_2 < 0$, to mówimy że mechanizm korekty błędów działa.

Przypuszczamy, że zarówno stopa bezrobocia, jak i udział złych należności w należnościach ogółem mają pewien stały poziom. Ponadto część złych należności może powstawać z przyczyn innych niż brak zatrudnienia (np. zła wola kredytobiorcy). W związku z tym zależność pomiędzy tymi zmiennymi opisujemy za pomocą równania kointegrującego, zawierającego stałą postaci:

$$y_t = \beta x_{t-1} + \mu + \varepsilon_t .$$

Do testowania kointegracji oraz badania liczby wektorów kointegrujących stosować będziemy metodologię Johansena szczegółowo opisaną przez Endersa ([4], s. 385-400). W podejściu tym tworzymy model wektorowej autoregresji rzędu k(VAR(k)), który można zapisać wzorem:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta y_t + \mathbf{\Pi} y_{t-k} + \varepsilon_t .$$

Następnie sprawdzamy rząd macierzy $\mathbf{\Pi}$ w tym modelu. Jeżeli macierz $\mathbf{\Pi}$ ma rząd równy n (gdzie n jest liczbą zmiennych), to mówimy, że proces utożsamiany z szeregiem czasowym y_t jest stacjonarny. Jeżeli rząd tej macierzy jest stopnia $r < n$, to istnieje reprezentacja macierzy $\mathbf{\Pi}$ taka, że $\mathbf{\Pi} = \boldsymbol{\alpha} \cdot \boldsymbol{\beta}^T$. Wówczas macierz $\boldsymbol{\beta}$ nazywamy macierzą kointegrującą, a r wektorów kointegrujących stanowi kolumny tej macierzy, przy czym liczba wektorów kointegrujących wynosić może co najwyżej $n-1$.

Wiadomo, że rząd macierzy jest równy liczbie pierwiastków równania charakterystycznego tej macierzy różnych od zera (tzw. wartości własne). Do

obliczania liczby wartości własnych zastosowano statystykę testową typu *LR* (ang. *likelihood ratio*) w postaci testu śladu

$$LR = -T \sum_{i=r+1}^{n} \ln(1-\hat{\lambda}_i),$$

gdzie $\hat{\lambda}_i$ oznacza *i*-tą wartość własną równania charakterystycznego, a T oznacza liczebność próby.

Hipotezy rozpatrywane w teście typu *LR* są następujące:

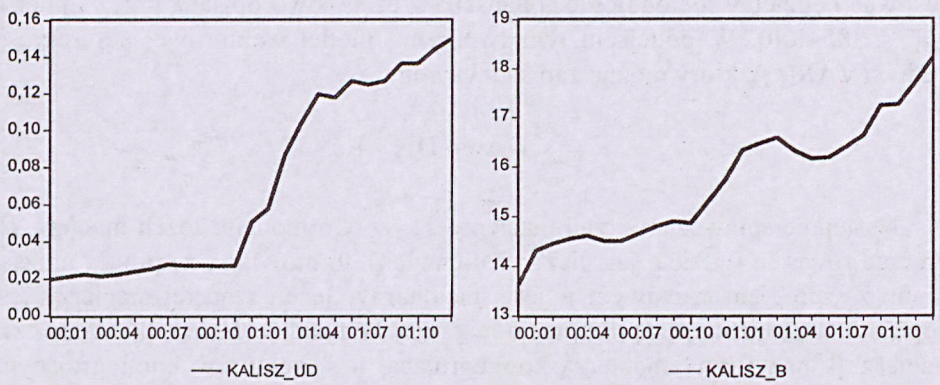
H_0: r wektorów kointegrujących,
H_1: $r+1$ wektorów kointegrujących.

Testowanie rozpoczyna się od $r = 0$, czyli od hipotezy, że w modelu nie występują wektory kointegrujące. Jeśli odrzucona zostanie ta hipoteza, to sprawdzane są kolejno następne hipotezy: $r < 1$, $r < 2$ itd. Wartości krytyczne dla tego testu można znaleźć m.in. w [4], s. 420.

Analizy empiryczne

Poniżej przedstawione zostały wyniki analiz empirycznych dotyczących 22 oddziałów centrów. Na wykresach przedstawiono kształtowanie się udziałów złych należności oraz stopy bezrobocia w danym powiecie w kolejnych miesiącach. Szeregi udziałów złych należności w należnościach ogółem oznaczone zostały jako y_t, a stopy bezrobocia w danym powiecie jako x_t.

Kalisz



Rys. 1. Udziały złych należności do należności ogółem oraz stopa bezrobocia w Kaliszu

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

Oba szeregi są zintegrowane w tym samym stopniu $I(2)$. W związku z tym można zbadać liczbę wektorów kointegrujących.

Tabela 1. Analiza statystyki *LR* dla Kalisza

Wartość własna	Statystyka *LR*	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna	Hipoteza o liczbie wektorów kointegrujących
0,528511	25,81107	19,96	24,60	brak
0,309515	8,518316	9,24	12,97	co najwyżej 1

Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

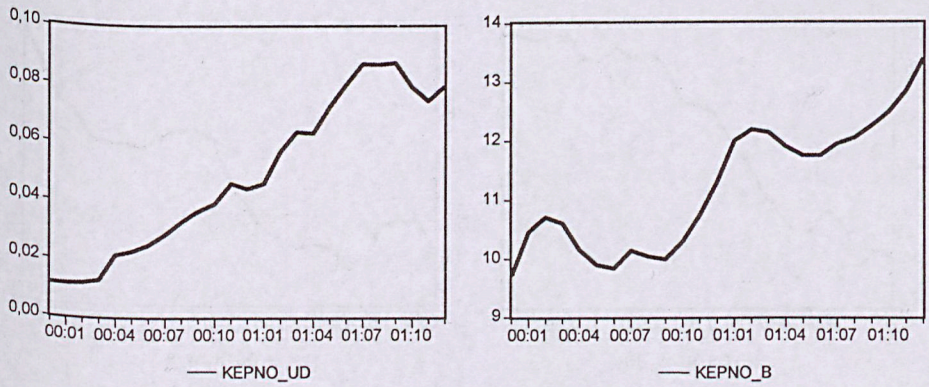
Na podstawie statystyki *LR* odrzucono hipotezę o braku wektora kointegrującego. Natomiast nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o występowaniu co najwyżej jednego wektora kointerującego.

W związku z tym obliczony został wektor kointegrujacy postaci [1 –0,052465]. Równanie kointegrujące ma postać:

$$y_t = 0{,}052465x_{t-1} - 0{,}726023 + \varepsilon_t .$$

Na tej postawie można stwierdzić, że udziały złych należności w należnościach ogółem zachowują się poddobnie do zmian stopy bezrobocia w powiecie kaliskim.

Kępno



Rys. 2. Udziały złych należności do należności ogółem oraz stopa bezrobocia w Kępnie

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

W przypadku Kępna okazało się, że szereg udziałów należności złych w kredytach ogółem jest typu $I(1)$. Natomiast szereg stopy bezrobocia jest $I(2)$. Poniżej przedstawiono wyniki testów *ADF*.

Tabela 2. Wyniki testów *ADF* dla Kępna

Wynik testu *ADF* dla Δy_t	10% wartość krytyczna	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna*
–3,232660	–2,6417	–3,0038	–3,7667

* Wartość krytyczna MacKinnona

Wynik testu *ADF* dla $\Delta^2 x_t$	10% wartość krytyczna	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna*
–3,253458	–2,6457	–3,0114	–3,7856

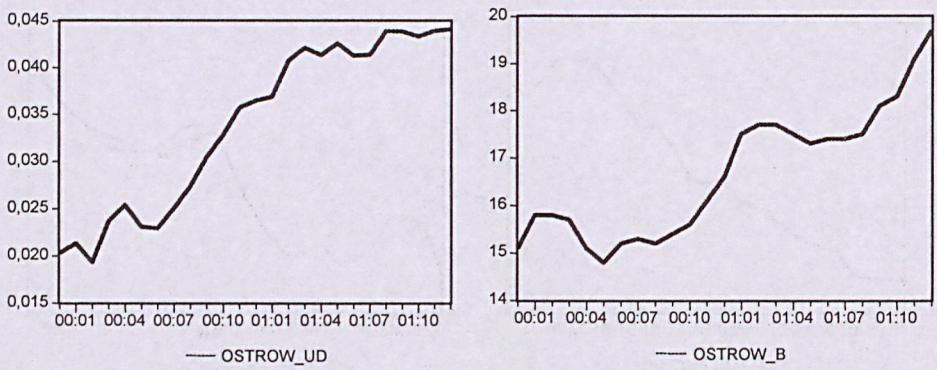
* Wartość krytyczna MacKinnona

Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Jak widać, wartość testowa dla szeregu pierwszych różnic udziałów złych należności w kredytach ogółem okazała się istotnie ujemna na 5% poziomie istotności. Natomiast dla szeregu stóp bezrobocia istotnie ujemna okazała się wartość statystyki *ADF* dopiero w przypadku drugich różnic.

Na podstawie testu *ADF* można zatem stwierdzić, że nie występuje kointegracja pomiędzy tymi szeregami, ponieważ są one zintegrowane w różnym stopniu.

Ostrów Wielkopolski



Rys. 3. Udziały złych należności do należności ogółem oraz stopa bezrobocia w Ostrowie Wielkopolskim

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

W przypadku oddziału ostrowskiego oba szeregi są $I(2)$. Zatem obliczono statystykę *LR* dla szeregów.

Tabela 3. Analiza statystyki *LR* dla Ostrowa Wielkopolskiego

Wartość własna	Statystyka *LR*	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna	Hipoteza o liczbie wektorów kointegrujących
0,465413	22,52770	19,96	24,60	brak
0,328154	8,749979	9,24	12,97	co najwyżej 1

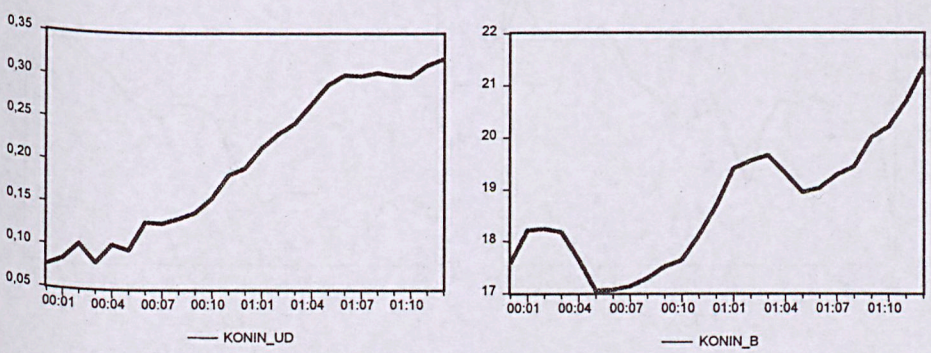
Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie statystyki *LR* odrzucono hipotezę o braku wektora kointegrującego. Natomiast nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o występowaniu co najwyżej jednego wektora. Następnie obliczony został wektor kointegrujący postaci [1 0,006542] oraz równanie kointegrujące:

$$y_t = -0{,}006542x_{t-1} + 0{,}154083 + \varepsilon_t .$$

Można zatem stwierdzić, że oba szeregi w relacji długookresowej zachowują się podobnie.

Konin



Rys. 4. Udziały złych należności do należności ogółem oraz stopa bezrobocia w Koninie

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

W przypadku tego oddziału okazało się, że szeregi złych należności oraz stóp bezrobocia są $I(1)$. Zatem obliczono statystykę *LR* dla obu szeregów.

Tabela 4. Analiza statystyki *LR* dla Konina

Wartość własna	Statystyka *LR*	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna	Hipoteza o liczbie wektorów kointegrujących
0,455936	23,07765	19,96	24,60	brak
0,356154	9,686514	9,24	12,97	co najwyżej 1

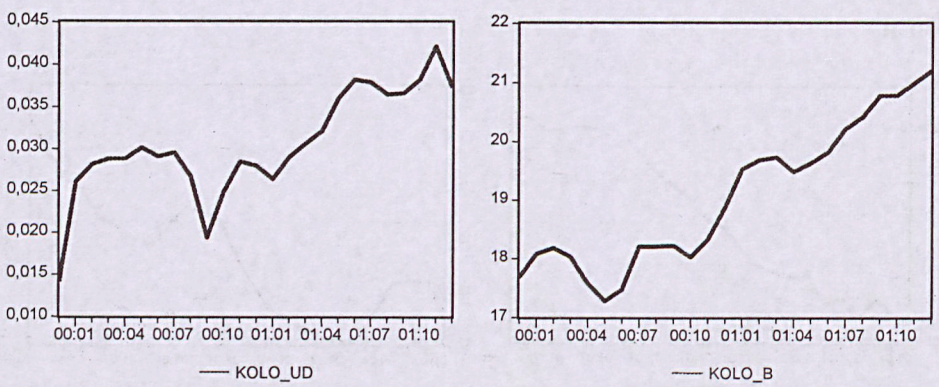
Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie statystyki *LR* odrzucono hipotezę o braku wektora kointegrującego oraz o występowaniu najwyżej jednego wektora. Zatem należy stwierdzić, że mogą występować dwa różne wektory kointegrujące. Jest to możliwe, ponieważ po uwzględnieniu stałej mamy trzy zmienne. Obliczony został zatem pierwszy wektor kointegrujący: [1 –0,076824] oraz równanie kointegrujące:

$$y_t = 0{,}076824x_{t-1} - 1{,}247579 + \varepsilon_t .$$

Również w przypadku Konina można stwierdzić, że oba szregi cechują się podobną zmiennością.

Koło



Rys. 5. Udziały złych należności do należności ogółem oraz stopa bezrobocia w Kole

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

W przypadku oddziału kolskiego okazało się, że szeregi złych należności oraz stóp bezrobocia są *I*(1). Zatem obliczono statystykę *LR* dla obu szeregów.

Tabela 5. Analiza statystyki *LR* dla Koła

Wartość własna	Statystyka *LR*	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna	Hipoteza o liczbie wektorów kointegrujących
0,556878	20,85783	19,96	24,60	brak
0,125562	2,951831	9,24	12,97	co najwyżej 1

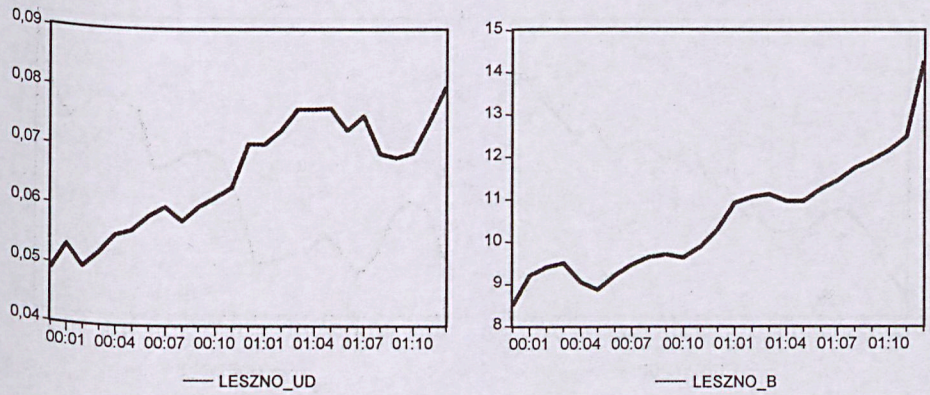
Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie statystyki *LR* odrzucono hipotezę o braku wektora kointegrującego. Nie ma jednak podstaw do odrzucenia hipotezy o występowaniu jednego wektora kointegrującego. W związku z tym obliczony został wektor [1 −0,004792] oraz równanie kointegrujące:

$$y_t = 0{,}004792x_{t-1} - 0{,}058267 + \varepsilon_t .$$

Również dla tego oddziału można stwierdzić długookresową zależność pomiędzy szeregami.

Leszno



Rys. 6. Udziały złych należności do należności ogółem oraz stopa bezrobocia w Lesznie

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

W przypadku Leszna okazało się, że szereg stóp bezrobocia w powiecie leszczyńskim jest zintegrowany stopnia *I*(4) według statystyki *ADF* natomiast szereg udziałów złych należności w kredytach ogółem jest *I*(2). Poniżej przedstawione są wyniki testów.

Tabela 6. Wyniki testu *ADF* dla szeregów w Lesznie

Wynik testu *ADF* $\Delta^4 x_t$	10% wartość krytyczna	5% wartość rytyczna	1% wartość krytyczna*
–4,207214	–2,6552	–3,0294	–3,8304

* Wartość krytyczna MacKinnona.

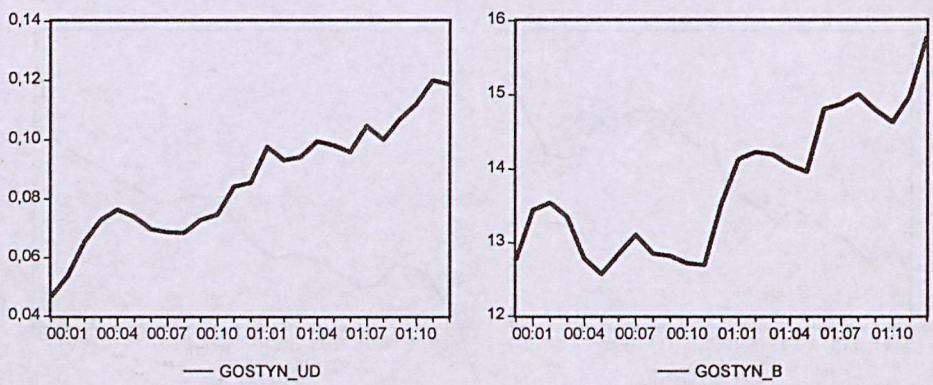
Wynik testu *ADF* $\Delta^2 y_t$	10% wartość krytyczna	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna*
–4,699984	–2,6457	–3,0114	–3,7856

* Wartość krytyczna MacKinnona.

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne w programie EView.

W związku z tym stwierdzono, że nie występuje kointegracja pomiędzy udziałem złych należności a stopą bezrobocia w przypadku tego powiatu z powodu różnych stopni integracji tych szeregów.

Gostyń



Rys. 7. Udziały złych należności do należności ogółem oraz stopa bezrobocia w Gostyniu

Ź r ó d ł o: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

W przypadku powiatu gostyńskiego okazało się, że szeregi złych należności oraz stóp bezrobocia są $I(1)$. Następnie obliczono statystykę *LR* dla obu szeregów.

Tabela 7. Analiza statystyki *LR* dla Gostynia

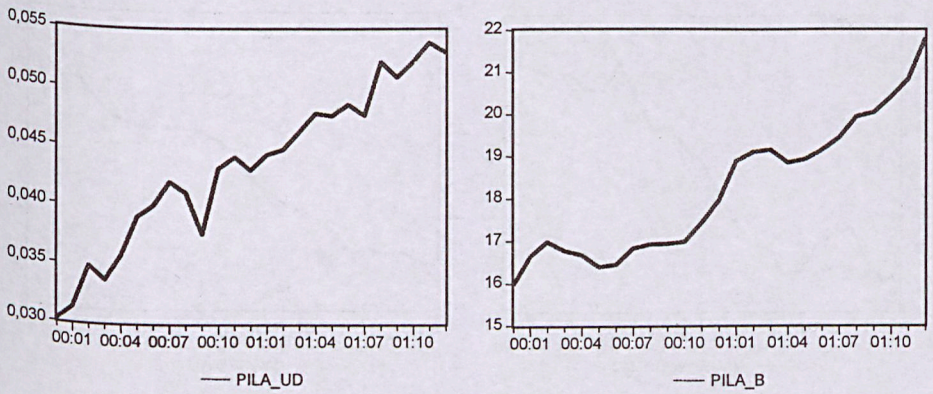
Wartość własna	Statystyka *LR*	5 % wartość krytyczna	1 % wartość krytyczna	Hipoteza o liczbie wektorów kointegrujących
0,525302	21,43437	19,96	24,60	brak
0,204840	5,042673	9,24	12,97	co najwyżej 1

Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie statystyki *LR* odrzucono hipotezę o braku wektora kointegrującego. Nie ma natomiast podstaw, aby odrzucić hipotezę o występowaniu jednego wektora kointegrujacego. W związku z tym obliczony został wektor [1 −0,019321] oraz równanie kointegrujące:

$$y_t = 0{,}019321x_{t-1} - 0{,}176492 + \varepsilon_t .$$

Piła



Rys. 8. Udziały złych należności do należności ogółem oraz stopa bezrobocia w Pile

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

W przypadku powiatu pilskiego okazało się, że szereg udziałów złych należności w kredytach ogółem jest *I*(1). Natomiast szereg stopy bezrobocia jest *I*(2). Poniżej przedstawiono wyniki testów *ADF*.

Tabela 8. Wyniki testów *ADF* dla szeregów Piły

Wynik testu *ADF* dla Δy_t	10% wartość krytyczna	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna*
–5,800796	–2,6417	–3,0038	–3,7667

* Wartość krytyczna MacKinnona.

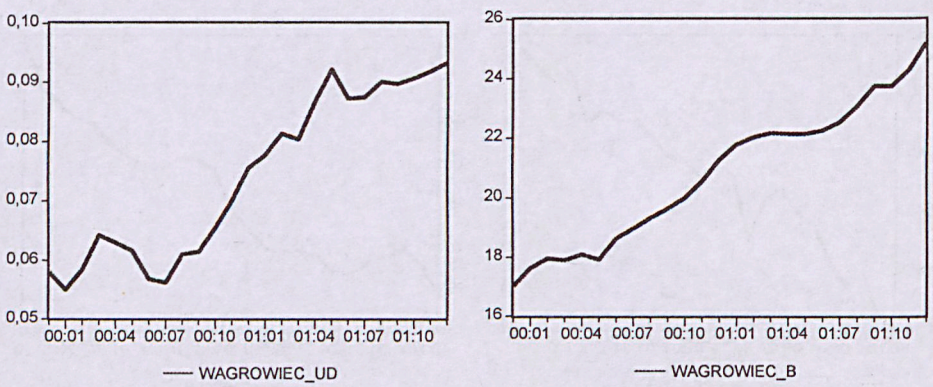
Wynik testu *ADF* dla $\Delta^2 x_t$	10% wartość krytyczna	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna*
–3,138860	–2,6457	–3,0114	–3,7856

* Wartość krytyczna MacKinnona.

Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie tych testów nie można stwierdzić kointegracji pomiędzy tymi szeregami, ponieważ są one zintegrowane w różnym stopniu.

Wągrowiec



Rys. 9. Udziały złych należności do należności ogółem oraz stopa bezrobocia w Wągrowcu

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

Oba szeregi są zintegrowane w stopniu drugim. Można zatem zbadać kointegrację między oboma szeregami. Poniżej pokazane są wyniki testu.

Tabela 9. Analiza statystyki *LR* dla Wągrowca

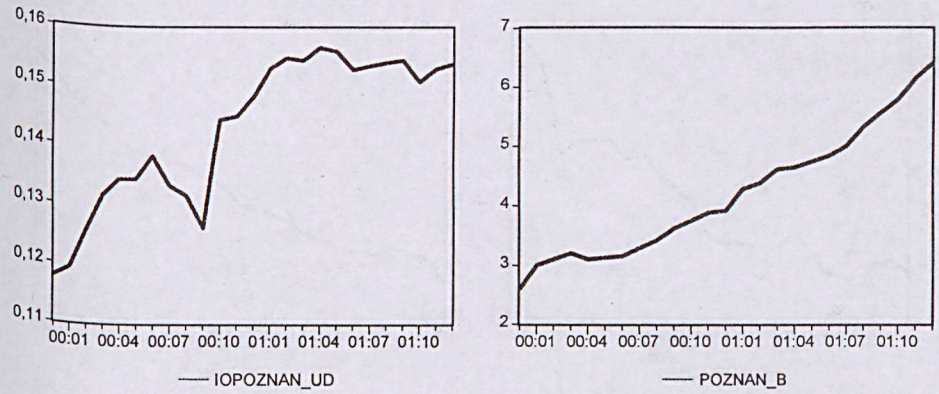
Wartość własna	Statystyka *LR*	5 % wartość krytyczna	1 % wartość krytyczna	Hipoteza o liczbie wektorów kointegrujących
0,669817	29,54686	19,96	24,60	brak
0,161834	4,060400	9,24	12,97	co najwyżej 1

Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie statystyki *LR* odrzucono hipotezę o braku wektora kointegrującego. Natomiast nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o występowaniu co najwyżej jednego wektora. W związku z tym obliczony został wektor kointegrujacy postaci [1 –0,005960] oraz równanie kointegrujące:

$$y_t = 0{,}005960 x_{t-1} - 0{,}038659 + \varepsilon_t .$$

I Oddział w Poznaniu



Rys. 10. Udziały złych należności do należności ogółem w I Oddziale w Poznaniu oraz stopa bezrobocia w Poznaniu

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

W przypadku powiatu poznańskiego okazało się, że szereg udziałów złych należności w kredytach ogółem dla I Oddziału jest *I*(1). Natomiast szereg stopy bezrobocia w powiecie poznańskim jest *I*(2). Poniżej przedstawiono wyniki testów *ADF*.

Tabela 10. Wyniki testów *ADF* dla szeregów dla I Oddziału w Poznaniu

Wynik testu *ADF* dla Δy_t	10% wartość krytyczna	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna*
–3,138766	–2,6417	–3,0038	–3,7667

* Wartość krytyczna MacKinnona.

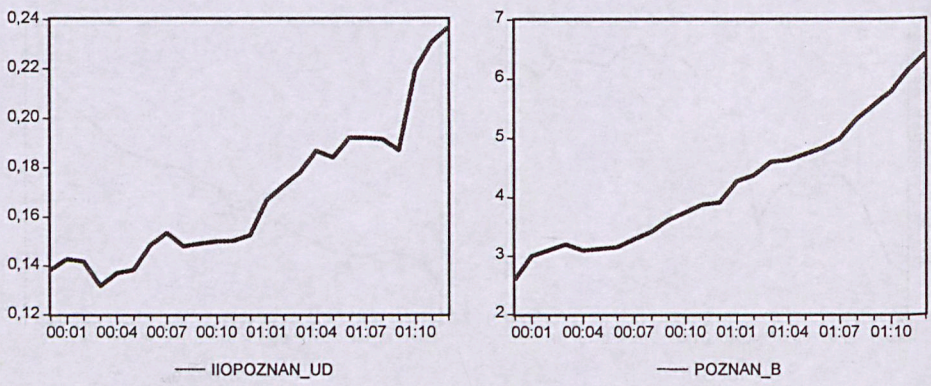
Wynik testu *ADF* dla $\Delta^2 x_t$	10% wartość krytyczna	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna*
–3,678385	–2,6457	–3,0114	–3,7856

* Wartość krytyczna MacKinnona.

Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na tej podstawie nie można stwierdzić kointegracji pomiędzy wymienionymi szeregami z powodu różnych stopni ich integracji.

II Oddział w Poznaniu



Rys. 11. Udziały złych należności do należności ogółem w II Oddziale w Poznaniu oraz stopa bezrobocia w Poznaniu

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

W przypadku II Oddziału w Poznaniu szereg udziałów złych należności jest $I(2)$. Można zatem zbadać kointegrację tego szeregu ze stopami bezrobocia w Poznaniu.

Tabela 11. Analiza statystyki *LR* dla II Oddziału w Poznaniu

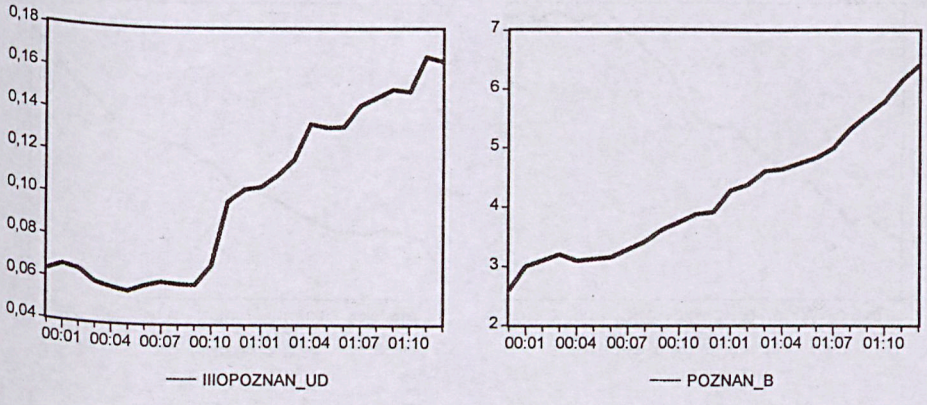
Wartość własna	Statystyka *LR*	5 % wartość krytyczna	1 % wartość krytyczna	Hipoteza o liczbie wektorów kointegrujących
0,721999	42,17575	19,96	24,60	brak
0,425121	12,73272	9,24	12,97	co najwyżej 1

Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie statystyki *LR* odrzucono hipotezę o braku wektora kointegrującego oraz o występowaniu najwyżej jednego wektora. Zatem stwierdamy, że występują dwa różne wektory kointegrujące. W związku z tym obliczony został pierwszy wektor kointegrujący postaci [1 –0,013123] oraz równanie kointegrujące:

$$y_t = 0{,}013123x_{t-1} + 0{,}071737 + \varepsilon_t .$$

III Oddział w Poznaniu



Rys. 12. Udziały złych należności do należności ogółem w III Oddziale w Poznaniu oraz stopa bezrobocia w Poznaniu

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

Również w przypadku III Oddziału w Poznaniu szereg udziałów złych należności jest *I*(2). Można zatem zbadać kointegrację tego szeregu ze stopami bezrobocia.

Tabela 12. Analiza statystyki *LR* dla III Oddziału w Poznaniu

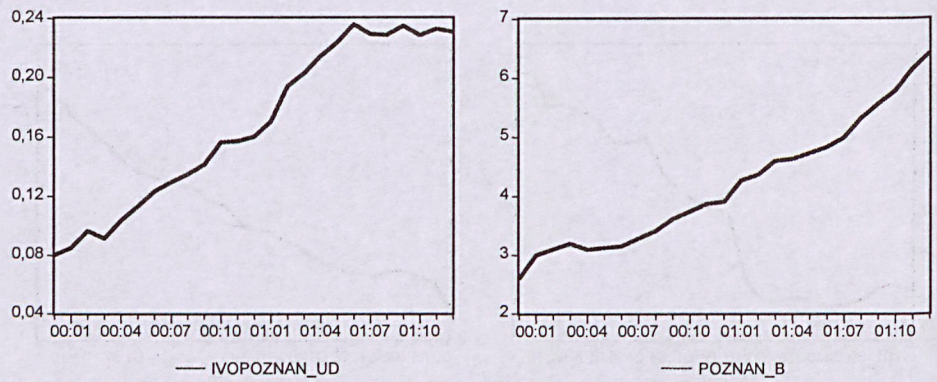
Wartość własna	Statystyka *LR*	5 % wartość krytyczna	1 % wartość krytyczna	Hipoteza o liczbie wektorów kointegrujących
0,518698	20,13480	19,96	24,60	brak
0,168029	4,047076	9,24	12,97	co najwyżej 1

Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie statystyki *LR* odrzucono hipotezę o braku wektora kointegrującego. Nie ma natomiast podstaw do odrzucenia hipotezy o występowaniu najwyżej jednego wektora. Obliczony zatem został wektor kointegrujacy postaci [1 –0,07012] oraz równanie kointegrujące:

$$y_t = 0{,}071012x_{t-1} - 0{,}129467 + \varepsilon_t .$$

IV Oddział w Poznaniu



Rys. 13. Udziały złych należności do należności ogółem w IV Oddziale w Poznaniu oraz stopa bezrobocia w Poznaniu

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

Również w tym przypadku szereg udziałów złych należności jest $I(2)$. Można zatem zbadać kointegrację tego szeregu ze stopami bezrobocia.

Tabela 13. Analiza statystyki *LR* dla IV Oddziału w Poznaniu

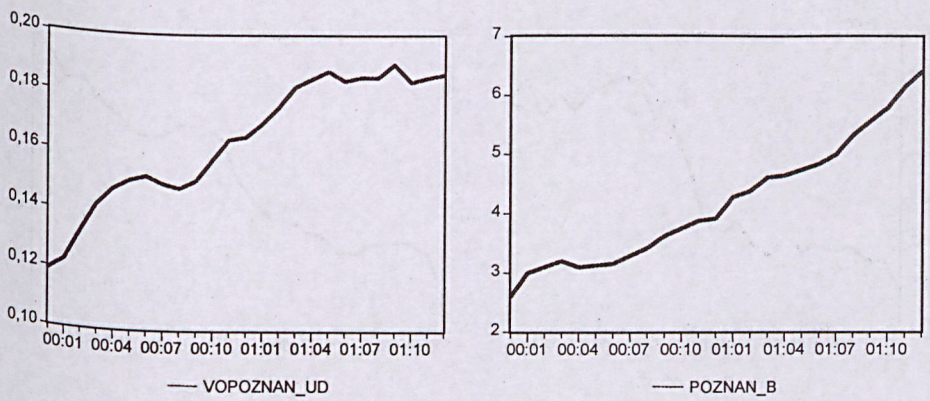
Wartość własna	Statystyka *LR*	5 % wartość krytyczna	1 % wartość krytyczna	Hipoteza o liczbie wektorów kointegrujących
0,579073	25,29764	19,96	24,60	brak
0,247683	6,261157	9,24	12,97	co najwyżej 1

Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie statystyki *LR* odrzucono hipotezę o braku wektora kointegrującego. Nie ma natomiast podstaw do odrzucenia hipotezy o występowaniu najwyżej jednego wektora. W związku z tym obliczony został wektor kointegrujący postaci [1 –0,283630] oraz równanie kointegrujące:

$$y_t = 0{,}283630x_{t-1} + 0{,}000661 + \varepsilon_t .$$

V Oddział w Poznaniu



Rys. 14. Udziały złych należności do należności ogółem w V Oddziale w Poznaniu oraz stopa bezrobocia w Poznaniu

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

Również w przypadku piątego oddziału szereg udziałów złych należności jest $I(2)$. Można zatem zbadać kointegrację tego szeregu ze stopami bezrobocia.

Tabela 14. Analiza statystyki *LR* dla V Oddziału w Poznaniu

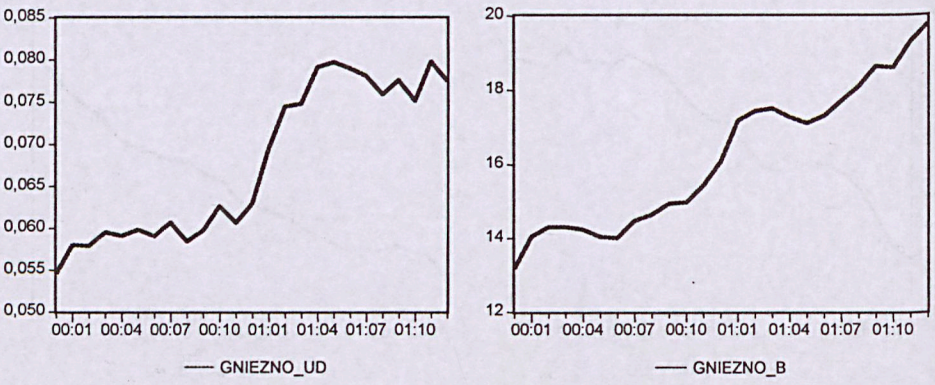
Wartość własna	Statystyka *LR*	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna	Hipoteza o liczbie wektorów kointegrujących
0,612645	24,77945	19,96	24,60	brak
0,162995	3,914351	9,24	12,97	co najwyżej 1

Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie statystyki *LR* odrzucono hipotezę o braku wektora kointegrującego. Nie ma natomiast podstaw do odrzucenia hipotezy o występowaniu najwyżej jednego wektora. W związku z tym obliczony został wektor kointegrujący postaci [1 –0,050219] oraz równanie kointegrujące:

$$y_t = 0{,}050219\,x_{t-1} + 0{,}002965 + \varepsilon_t .$$

Gniezno



Rys. 15. Udziały złych należności do należności ogółem oraz stopa bezrobocia w Gnieźnie

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

W przypadku oddziału gnieźnieńskiego szereg udziałów złych należności i stóp bezrobocia jest *I*(2). Można zatem zbadać kointegrację tych szeregów.

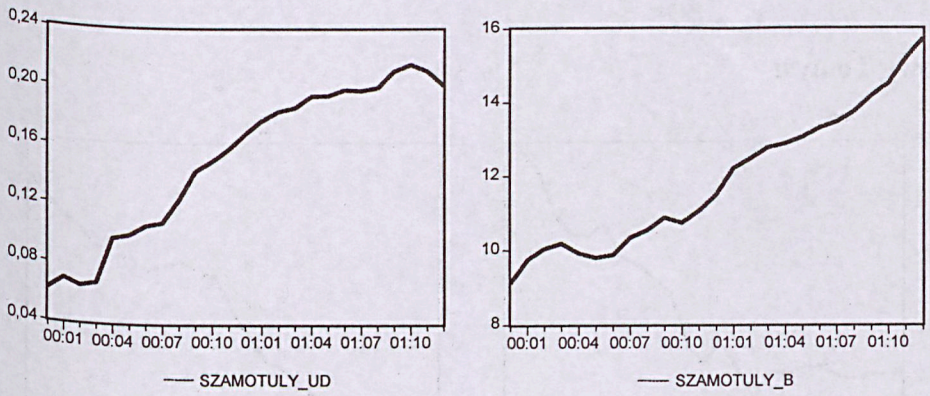
Tabela 15. Analiza statystyki *LR* dla Gniezna

Wartość własna	Statystyka *LR*	5 % wartość krytyczna	1 % wartość krytyczna	Hipoteza o liczbie wektorów kointegrujących
0,434246	18,35592	19,96	24,60	brak
0,204264	5,255226	9,24	12,97	co najwyżej 1

Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie statystyki *LR* nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o braku wektora kointegrującego. Stwierdzamy zatem, że pomiędzy tymi szeregami nie występuje kointegracja.

Szamotuły



Rys. 16. Udziały złych należności do należności ogółem oraz stopa bezrobocia w Szamotułach

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

W przypadku Szamotuł okazało się, że szereg udziałów złych należności w kredytach ogółem jest *I*(1). Natomiast szereg stopy bezrobocia w powiecie szamotulskim jest *I*(3). Poniżej przedstawiono wyniki testów *ADF*.

Tabela 16. Wyniki testów *ADF* dla szeregów dla Szamotuł

Wynik testu *ADF* dla Δy_t	10% wartość krytyczna	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna*
–3,094879	–2,6417	–3,0038	–3,7667

* Wartość krytyczna MacKinnona.

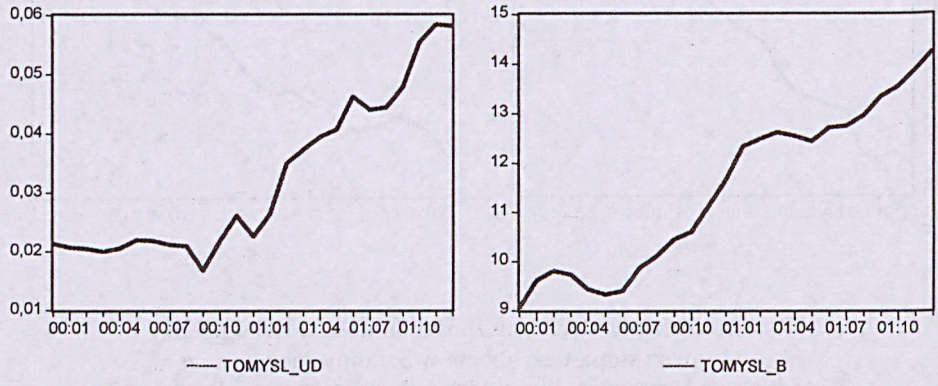
Wynik testu *ADF* dla $\Delta^3 x_t$	10% wartość krytyczna	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna*
–3,523310	–2,6502	–3,0199	–3,8067

* Wartość krytyczna MacKinnona.

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie wyników testu *ADF* nie można stwierdzić kointegracji pomiędzy tymi szeregami, co jest spowodowane różnymi stopniami integracji tych szeregów.

Nowy Tomyśl



Rys. 17. Udziały złych należności do należności ogółem oraz stopa bezrobocia w Nowym Tomyślu

Ź r ó d ł o: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

W przypadku Nowego Tomyśla okazało się, że szereg udziałów złych należności w kredytach ogółem jest $I(1)$. Natomiast szereg stopy bezrobocia w powiecie szamotulskim jest $I(2)$. Poniżej przedstawiono wyniki testów *ADF*.

Tabela 17. Wyniki testów *ADF* dla szeregów dla Nowego Tomyśla

Wynik testu *ADF* dla Δy_t	10% wartość krytyczna	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna*
–4,039126	–2,6417	–3,0038	–3,7667

* Wartość krytyczna MacKinnona odrzuceń testu.

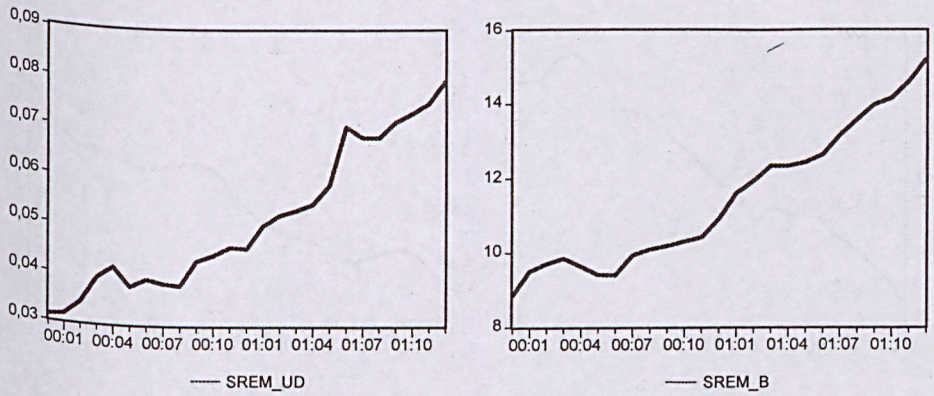
Wynik testu *ADF* dla $\Delta^2 x_t$	10% wartość krytyczna	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna*
–3,264719	–2,6457	–3,0114	–3,7856

* Wartość krytyczna MacKinnona odrzuceń testu.

Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na postawie wyników testu *ADF* nie można stwierdzić kointegracji pomiędzy wymienionymi szeregami z powodu różnych stopni integracji.

Śrem



Rys. 18. Udziały złych należności do należności ogółem oraz stopa bezrobocia w Śremie

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

Również w przypadku Śremu okazało się, że szereg udziałów złych należności w kredytach ogółem jest *I*(1). Natomiast szereg stopy bezrobocia w powiecie śremskim jest *I*(2). Poniżej przedstawiono wyniki testów *ADF*.

Tabela 18. Wyniki testów *ADF* dla szeregów dla Śremu

Wynik testu *ADF* dla Δy_t	10% wartość krytyczna	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna*
–4,272842	–2,6417	–3,0038	–3,7667

* Wartość krytyczna MacKinnona.

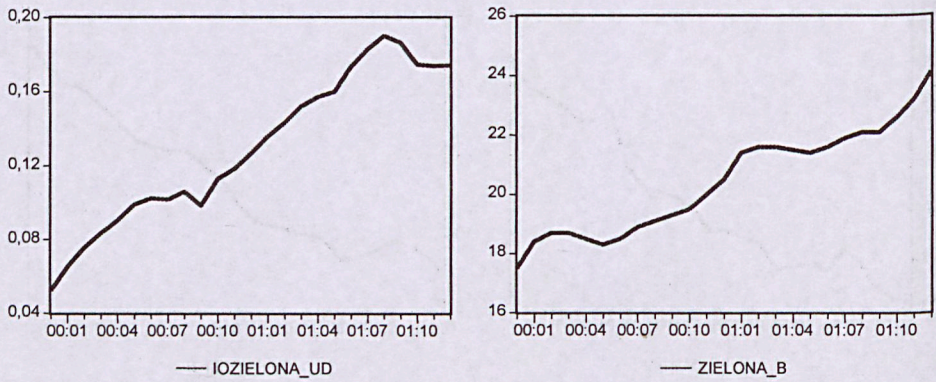
Wynik testu *ADF* dla $\Delta^2 x_t$	10% wartość krytyczna	5% wartość krytyczna	1% wartość krytyczna*
–3,356719	–2,6457	–3,0114	–3,7856

* Wartość krytyczna MacKinnona.

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne w programie EView.

Na postawie wyników testu *ADF* nie można stwierdzić kointegracji pomiędzy wymienionymi szeregami ponieważ są one zintegrowane w różnym stopniu.

I Oddział w Zielonej Górze



Rys. 19. Udziały złych należności do należności ogółem w I Oddziale w Zielonej Górze oraz stopa bezrobocia w Zielonej Górze

Ź r ó d ł o: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

Szeregi udziałów złych należności w kredytach ogółem dla I Oddziału w Zielonej Górze oraz stopy bezrobocia w Zielonej Górze są $I(2)$. Można zatem zbadać kointegrację między tymi szeregami.

Tabela 19. Analiza statystyki *LR* dla I Oddziału w Zielonej Górze

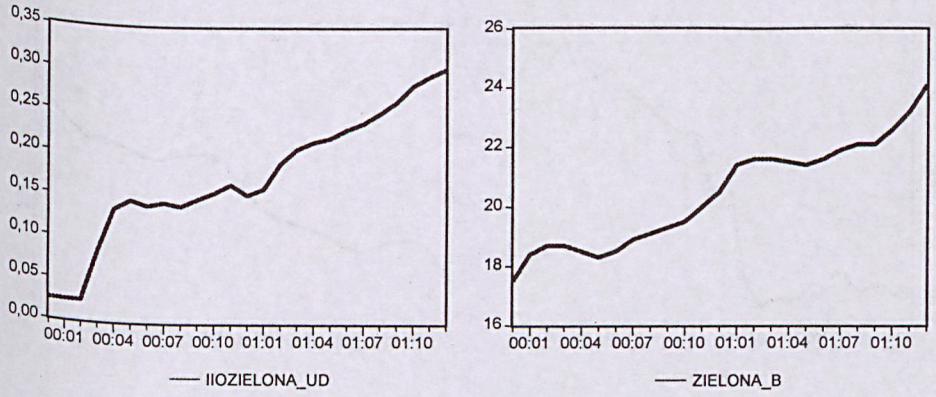
Wartość własna	Statystyka *LR*	5 % wartość krytyczna	1 % wartość krytyczna	Hipoteza o liczbie wektorów kointegrujących
0,590087	22,69251	19,96	24,60	brak
0,090463	2,180860	9,24	12,97	co najwyżej 1

Źródło: obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie statystyki *LR* odrzucono hipotezę o braku wektora kointegrującego. Nie ma natomiast podstaw do odrzucenia hipotezy o występowaniu najwyżej jednego wektora. W związku z tym obliczony został wektor kointegrujacy postaci [1 –0,018092] oraz równanie kointegrujące:

$$y_t = 0{,}018092 x_{t-1} - 0{,}196063 + \varepsilon_t .$$

II Oddział w Zielonej Górze



Rys. 20. Udziały złych należności do należności ogółem w II Oddziale w Zielonej Górze oraz stopa bezrobocia w Zielonej Górze

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

Również udziały złych kredytów w kredytach ogółem dla drugiego oddziału jest *I*(2). Można zatem zbadać kointegrację z szeregiem stóp bezrobocia.

Tabela 20. Analiza statystyki *LR* dla II Oddziału w Zielonej Górze

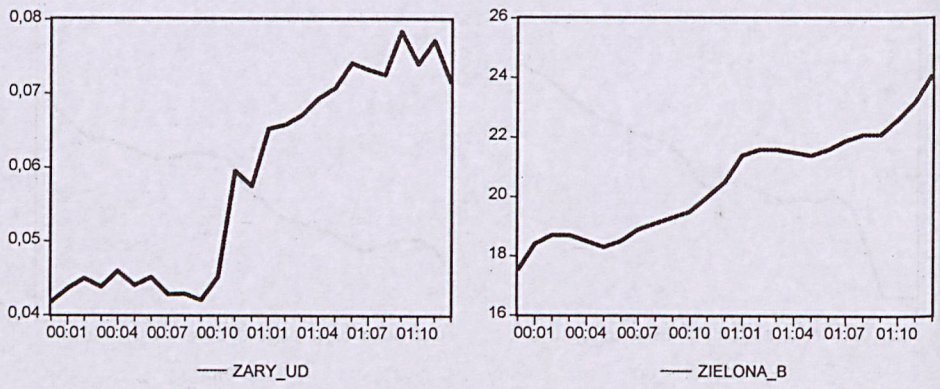
Wartość własna	Statystyka *LR*	5 % wartość krytyczna	1 % wartość krytyczna	Hipoteza o liczbie wektorów kointegrujących
0,551587	24,03265	19,96	24,60	brak
0,252000	6,387763	9,24	12,97	co najwyżej 1

Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie statystyki *LR* odrzucono hipotezę o braku wektora kointegrującego. Nie ma natoniast podstaw do odrzucenia hipotezy o występowaniu najwyżej jednego wektora. W związku z tym obliczony został wektor kointegrujacy postaci [1 –0,035522] oraz równanie kointegrujące:

$$y_t = 0{,}035522x_{t-1} - 0{,}532790 + \varepsilon_t .$$

Żary



Rys. 21. Udziały złych należności do należności ogółem w Żarach oraz stopa bezrobocia w Zielonej Górze

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

Także w przypadku Żar udziały złych należności w kredytach ogółem są *I*(2). Można zatem zbadać kointegrację ze stopą bezrobocia w Zielonej Górze.

Tabela 21. Analiza statystyki *LR* dla Żarów

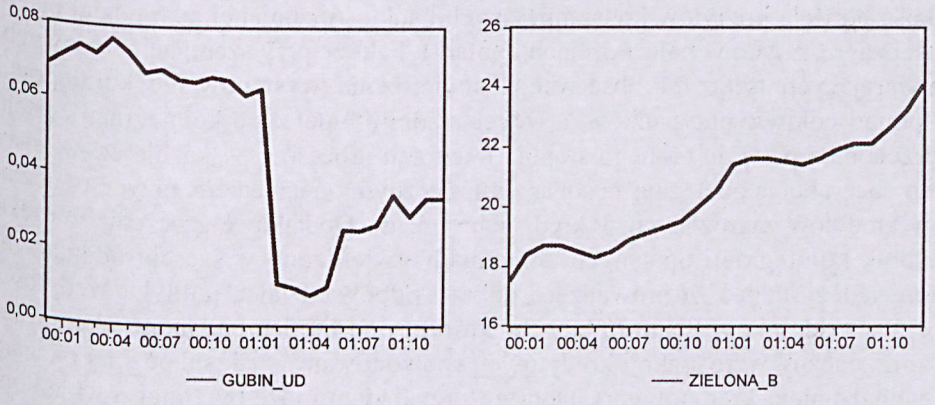
Wartość własna	Statystyka *LR*	5 % wartość krytyczna	1 % wartość krytyczna	Hipoteza o liczbie wektorów kointegrujących
0,500501	22,20628	19,96	24,60	brak
0,237643	6,240842	9,24	12,97	co najwyżej 1

Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie statystyki *LR* odrzucono hipotezę o braku wektora kointegrującego. Nie ma natomiast podstaw do odrzucenia hipotezy o występowaniu najwyżej jednego wektora. W związku z tym obliczony został wektor kointegrujacy postaci [1 –0,008717] oraz równanie kointegrujące:

$$y_t = 0{,}008717x_{t-1} - 0{,}124778 + \varepsilon_t .$$

Gubin



Rys. 22. Udziały złych należności do należności ogółem w Gubinie oraz stopa bezrobocia w Zielonej Górze

Źródło: Biuletyn Statystyczny Województwa Wielkopolskiego XII.2000 - I.2002, obliczenia własne

W przypadku oddziału w Gubinie udziały złych należności okazały się być zintegrowane w stopniu drugim. Można zatem zbadać kointegrację ze stopą bezrobocia w Zielonej Górze.

Tabela 22. Analiza statystyki *LR* dla Gubina

Wartość własna	Statystyka *LR*	5 % wartość krytyczna	1 % wartość krytyczna	Hipoteza o liczbie wektorów kointegrujących
0,485161	19,19063	19,96	24,60	brak
0,156734	3,920886	9,24	12,97	co najwyżej 1

Źródło: Obliczenia własne w programie EView.

Na podstawie statystyki *LR* nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o braku wektora kointegrującego. Zatem należy stwierdzić, że według metodologii Johansena szeregi te nie są skointegrowane.

Wnioski

Wyniki uzyskane w artykule wskazują, że stopa bezrobocia może być wykorzystywana w modelach ekonometrycznych jako stymulanta zmiennej obrazującej jakość portfela kredytów konsumpcyjnych banku (rozumianej jako udział należności zagrożonych w należnościach ogółem). Fakt że przy szeregach czasowych, zawierających tylko 24 obserwacje, stwierdzono występowanie kointegracji w ponad połowie przypadków, a wobec siedmiu hipoteza o kointegracji została odrzucona z powodu różnego stopnia integracji procesów, wskazuje, że wzrosty stopy bezrobocia pociągają za sobą, z miesięcznym opóźnieniem, przyrosty udziałów kredytów zagrożonych w kredytach ogółem. Dodatkowe znaczenie ma fakt, że brak kointegracji opisanych zmiennych stwierdzono w sześciu oddziałach, które należy uznać za prowadzące dobrą i odpowiedzialną politykę kredytową (oraz w oddziale w Szamotułach, w którym pod koniec badanego okresu nastąpił znaczny wzrost akcji kredytowej, spowodowany – jak się później okazało – wyłudzeniem kredytowym). Dobrym przykładem może być tutaj również oddział w Pile (por. s. 75). W badanym okresie szereg zmiennej reprezentującej jakość portfela kredytów tego oddziału cechował się trendem wzrostowym o charakterze liniowym (świadczy o tym wykres przebiegu zmiennej oraz fakt, że szereg ten jest $I(1)$), natomiast szereg zmiennej reprezentującej stopę bezrobocia na terenie jego działania cechował się trendem wzrostowym o charakterze wielomianowym stopnia drugiego (świadczy o tym wykres przebiegu zmiennej oraz fakt, że szereg ten jest $I(2)$). Może to oznaczać, że oddział w Pile albo odpowiednio dostosował swoje działania do zmian na rynku pracy, albo dopuścił się nieprawidłowości w klasyfikacji kredytów. Jest zatem wart bliższego zainteresowania.

Oznacza to, iż dzięki zastosowaniu analizy kointegracyjnej jesteśmy w stanie lokalizować oddziały, które pomimo potencjalnie dużej bezwładności banku w reagowaniu na zmiany na rynku pracy, uniknęły znaczącego pogorszenia jakości swoich portfeli kredytowych oraz oddziały, w których nastąpiły nietypowe zmiany wymagające dalszego rozpoznania.

Wcześniejsze użycie wyrażenia „wzrostu stopy bezrobocia" zamiast słowa „zmiany" nie jest tutaj błędem z dwóch powodów. Po pierwsze, okres dla którego przeprowadzono badanie (lata 2000/2001) charakteryzował się w województwach wielkopolskim i lubuskim systematycznym wzrostem bezrobocia. Z tego powodu wniosków z uzyskanych obliczeń nie można uogólniać. Po drugie, spadki bezrobocia i wiążąca się z nimi poprawa koniunktury gospodarczej wpływają na jakość należności banku w dwojaki sposób:

- poprzez wzrost akcji kredytowej ogółem, którego konsekwencją jest „rozrzedzenie" się należności zagrożonych,
- poprzez spłaty kredytów zagrożonych.

Zatem gdy sytuacja na rynku pracy poprawia się, mamy do czynienia z zupełnie innymi zjawiskami towarzyszącymi akcji kredytowej banku niż w sytuacji, jaką obserwowaliśmy w ciągu ostatnich dwóch lat.

Niemniej stwierdzenie faktu ścisłego powiązania jakości portfela kredytów banku ze stopą bezrobocia może okazać się przydatne przy kreowaniu jego polityki kredytowej, gdy przewidywany jest dalszy wzrost bezrobocia. Wiedza taka może być pomocna przy budowaniu planów finansowych, ustalaniu strategii marketingowej oraz zarządzaniu kosztami banku.

LITERATURA

[1] Charemza W., Deadmana D., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997

[2] Dickey D.A., Fuller W.A., *Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, Journal of the American Statistical Association 1979 no.75

[3] Dickey D.A., Fuller W.A., *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, Econometrica 1981 no. 49

[4] Enders W., *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons Inc., 1995

[5] Engle R.F., Granger C.W., *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, Econometrica 1987, no. 55

[6] Engle R.F., Hendry D.F., Richard J.F., *Exogeneity*, Econometrica 1983, no. 51

[7] Gregory A.W., Hansen B.E., *Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts*, Journal of Econometrics 1996, no. 70

[8] Gregory A.W., Hansen B.E., *Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 1996, no. 58

[9] Johansen S., *Statistical Analysis of Cointegrating Vectors*, Journal of Economic Dynamics and Control 1988, no. 12
[10] Romański J., Razik W., *O pewnych aspektach testowania kointegracji* (*na przykładzie notowań giełdowych*), praca prezentowana na szóstym Ogólnopolskim Seminarium Naukowym: „Dynamiczne Modele Ekonometryczne", Uniwersytet Mikołaja Kopernika, Toruń 1999

THE ATTEMPT OF USES THE COINTEGRATION ANALYSIS TO DEFINE THE CONNECTION BETWEEN THE RATE OF UNEMPLOYMENT AND THE QUALITY OF THE CONSUMER LOANS PORTFOLIO IN A BANK

Summary

The dissection of the banking systems history points at credit risk to have been the main cause of financial problems in many of the banks. In this connection, in every big bank there is a necessity of making current analyses of loan portfolios (both ex post and ex ante).

In this article the studied problem is if there occurred the Cointegration between the variability of the unemployment rate and the variability of the consumer loans portfolios. Performed calculations indicate the dependence of the second variable on the first variable and that fact could be found very useful for the right assessment of the credit activity of bank branches.