

Przemysław SUCHODOLSKI
Marcin IDZIK

Identyfikacja i ocena zmienności cen drewna w nadleśnictwie Płock

Streszczenie. *Głównym celem opracowania jest ocena zmienności cen wybranych sortymentów drewna w nadleśnictwie Płock. Przeanalizowano ceny ośmiu rodzajów drewna zgodnie z zasadami dekompozycji szeregów czasowych przy użyciu metody CENSUS II X-11. Za pomocą analizy widmowej Fouriera dokonano także oceny długości trwania cykli kształtowania się cen. Dane pochodziły z nadleśnictwa Płock i obejmowały lata 2004—2014 w układzie miesięcznym.*

Na podstawie badania stwierdzono, że ceny drewna w nadleśnictwie Płock cechują się wyraźną zmiennością o charakterze systematycznym, co oznacza, że można wyodrębnić trend i cykliczność. Wyniki przeprowadzonych obliczeń ukazały również istotną skalę sezonowych i przypadkowych wahań cen drewna. Analiza cen drewna wykazała trend rosnący dla wszystkich sortymentów, natomiast dynamika wahań sezonowych różniła się w zależności od sortymentu. Stwierdzono znaczne natężenie wahań przypadkowych, które odznaczały się wysoką amplitudą odchyleń.

Słowa kluczowe: Lasy Państwowe, trend, cykliczność, wahania sezonowe, wahania przypadkowe, wieloletni plan zarządzania lasu.

JEL: A19, C01, C19, C49, H41, L32, Q23

W produkcji i dystrybucji drewna w Polsce główną rolę odgrywa Państwowe Gospodarstwo Leśne Lasy Państwowe (PGL LP), które nie tylko produkuje i sprzedaje drewno, lecz także prowadzi odnowienia wyciętych terenów, ewidencję zwierzyny leśnej oraz ochronę miejsc o walorach przyrodniczych, uznanych za chronione¹.

¹ Ustawa z dnia 28 września 1991 r. o lasach (Dz.U. 1991 nr 101, poz. 444).

Kluczowy wpływ na poziom cen drewna w Polsce mają czynniki podażowe oraz popytowe. O ile podaż drewna pozostaje w kompetencji PGL LP, zobligowanego ustawą z dnia 28 września 1991 r. o lasach do brania pod uwagę zaleceń Ministra Środowiska, o tyle czynniki popytowe, najogólniej rzecz ujmując, kształtowane są w relacji do zmian sytuacji gospodarczej w kraju (Ratajczak, 2011). Polityka podażowa Lasów Państwowych wynika zarówno z ich pozycji rynkowej, jak i (a nawet przede wszystkim) z planu urządzania lasu, zgodnie z ustawą o lasach. Przyjęta przez LP polityka cenowa przekłada się na kształtowanie się cen drewna w nadleśnictwach. Jest ona jednym z głównych czynników endogenicznych determinujących kierunki zmian cen drewna. Popyt zależy głównie od czynników makroekonomicznych o różnym horyzoncie czasowym. Do najważniejszych Ratajczak (2011) zalicza: poziom rozwoju gospodarczego kraju, sytuację demograficzną, aktywność sektora energetycznego, aktywność sektora budowlanego, popyt rynków zagranicznych oraz czynniki psychologiczne i społeczne. W jego ocenie zmiany ceny drewna są wypadkową wymienionych czynników podażowych i popytowych, a wyrażają się w długookresowych trendach oraz mniej lub bardziej regularnych wahaniach wokół nich.

Analiza zmienności cen drewna pozwala na wskazanie charakterystycznych prawidłowości i wzorców wahań cen w czasie. Ich znajomość umożliwia formułowanie prognoz cen drewna; jest także pomocna w ocenie bieżącej sytuacji na rynku i daje możliwość oddziaływania z wyprzedzeniem na poziom cen.

Dotychczas nie dokonywano w Polsce analiz zmian cen drewna, których celem byłoby wyodrębnienie krótko-, średnio- i długookresowych wzorców i prawidłowości zmian cen w czasie. Oprócz zestawień tabelarycznych w ostatnich latach nie pojawiły się żadne prace naukowe poświęcone analizie i ocenie zmienności cen drewna. W opracowaniach zagranicznych nie porusza się tematyki polskiego rynku surowca drzewnego, a zestawienie polskiego rynku z obcym jest niemiarodajne ze względu na znaczące różnice w roli podmiotów odpowiedzialnych za gospodarkę leśną w różnych krajach.

Za cel opracowania obrano identyfikację i ocenę zmienności cen wybranych sortymentów drewna. Poszukiwano także odpowiedzi na pytania: Jakie jest znaczenie cykliczności, sezonowości oraz wahań przypadkowych w ogólnej zmienności cen drewna? Jaki udział w waniach cen drewna mają zmiany systematyczne, umożliwiające prognozowanie, a jakie zmiany przypadkowe, będące efektem wpływu czynników incydentalnych, jednorazowych? A także w jakim stopniu zmiany krótkookresowe przysłaniają obraz długookresowych tendencji w zmienności cen drewna i utrudniają ich prawidłową interpretację?

METODYKA BADAŃ

Przedmiotem badań była zmienność cen drewna definiowana jako kształtowanie się w czasie udziału poszczególnych elementów zmienności (sezonowość, cykl, trend i wahania przypadkowe) szeregów czasowych w ogólnej

zmienności. Ujmując to inaczej, oceniano wpływ poszczególnych elementów zmienności szeregów czasowych na kształtowanie się cen drewna różnych sortymentów oraz przeprowadzono analizę porównawczą badanych sortymentów. Źródło danych empirycznych stanowiły sprawozdania średnich miesięcznych cen głównych sortymentów drewna w nadleśnictwie Płock za lata 2004—2014.

W celu identyfikacji zmienności cen drewna zastosowano metodę wielostopniowej dekompozycji szeregów czasowych Census II X-11. Do ujawnienia struktury periodycznej szeregów czasowych wykorzystano analizę widmową Fouriera. Badania przeprowadzono przy użyciu oprogramowania Statistica, Gretl oraz Microsoft Excel. Analizie poddano szeregi czasowe cen ośmiu sortymentów drewna²:

- drewno ogółem;
- grubizna ogółem;
- grubizna liściasta ogółem;
- grubizna iglasta ogółem;
- drewno liściaste średniowymiarowe przeznaczone do produkcji przemysłowej i przerobu mechanicznego (S2A i S2B)³;
- drewno iglaste średniowymiarowe przeznaczone do produkcji przemysłowej i przerobu mechanicznego (S2A i S2B)⁴;
- drewno liściaste tartaczne (WA0, WB0, WC0 i WD);
- drewno iglaste tartaczne (W0, WD i WK)⁵.

Zastosowanie techniki dekompozycji szeregu czasowego było konieczne do weryfikacji hipotez o występowaniu lub niewystępowaniu składników szeregów czasowych. Metoda Census II X-11 umożliwiła wyodrębnienie komponentów (Musgrave, Shiskin i Young, 1967), do których należą:

- wahania sezonowe (S);
- wahania przypadkowe (I);
- wahania cykliczne ujmowane z trendem lub osobno (TC lub C);
- długookresowy trend liniowy lub nieliniowy (T).

Rozdzielenia cykliczności oraz trendu dokonano za pomocą filtra Hodricka-Prescotta, wyodrębniającego z szeregu czasowego trend o charakterze stochastycznym, zmieniający się gładko w czasie (Hodrick i Prescott, 1997).

² Wszystkie wymienione poniżej sortymenty są sklasyfikowane w: Gieffing i Pazdrowski (2012).

³ Nazywane także papierówką liściastą — drewno średniowymiarowe, bardzo dobrej jakości, okrągłe, o długości 1—3 m, użytkowe, układane w stosy.

⁴ Nazywane także papierówką iglastą — drewno średniowymiarowe, bardzo dobrej jakości, okrągłe, o długości 1—3 m, użytkowe, układane w stosy.

⁵ Ostatnie dwa sortymenty, określane jako tartaczka liściasta i iglasta, to sortymenty wielkowymiarowe (min. 2,5 m długości), wyrabiane w dłużycach lub kłodach (np. sortyment WK), o klasach jakości A—D.

Metoda Hodricka-Prescotta polega na przedstawieniu wartości szeregu czasowego jako sumy długookresowego trendu i składnika cyklicznego:

$$x_t = g_t + c_t \quad (1)$$

gdzie:

x_t — wartość szeregu czasowego,
 g_t — wartość trendu długookresowego,
 c_t — wartość składnika cyklicznego.

Z szeregu czasowego wyeliminowano wahania o wysokich częstotliwościach; w rezultacie pozostawiono tylko trend długookresowy.

Procedura desezonalizacji szeregu czasowego opiera się na wygładzaniu szeregów za pomocą średnich ruchomych i ma następujący przebieg, opisany przez Dagum (1988):

1. W przypadku danych miesięcznych oblicza się 12-wyrazową średnią ruchomą jako pierwsze przybliżenie trendu-cyklu (TC), nazywanego komponentem wzrostowo-cyklicznym. W ten sposób otrzymuje się współczynniki wahań sezonowych (S) i wahań przypadkowych (I).
2. Suma współczynników wahań sezonowych i przypadkowych (S+I) jest podstawą do wyznaczenia 5-okresowej średniej ruchomej jako wstępnego szacunku elementów sezonowości dla każdego miesiąca.
3. Wstępnie oszacowane składniki sezonowe koryguje się 12-okresową scentrowaną średnią ruchomą.
4. W celu wyznaczenia wahań przypadkowych dzieli się sumę wahań sezonowych i wahań przypadkowych przez skorygowane wstępne szacunki składnika sezonowego:

$$I = \frac{S + I}{S_k} \quad (2)$$

gdzie S_k — skorygowane wstępne szacunki składnika sezonowego.

5. Wartości ekstremalne wahań przypadkowych są korygowane lub eliminowane poprzez analizę 5-okresowych ruchomych odchyłeń standardowych wyznaczonych wahań.
6. Konieczne jest ponowne oszacowanie składników sezonowych poprzez zastosowanie 5-okresowej średniej ruchomej do współczynników wahań sezonowych i nieregularnych, oczyszczonych z wartości ekstremalnych.
7. Wyznaczone w kroku 6 wskaźniki sezonowe koryguje się za pomocą scentrowanej średniej ruchomej.
8. Szereg czasowy oczyszczony z wahań sezonowych otrzymuje się jako iloraz szeregu pierwotnego i wskaźników sezonowości skorygowanych w kroku 7.

9. Z oczyszczonego z wahań sezonowych szeregu wyodrębnia się trend-cykl (TC). W tym celu stosuje się tzw. filtr Hendersona, który jest średnią ruchomą o długości 9, 13 lub 23 wyrazów, w zależności od stosunku wahań nieregularnych do trendu. Szereg czasowy dzieli się przez trend-cykl otrzymany za pomocą filtru Hendersona; rezultatem tego działania jest drugie przybliżenie sumy szacunku składnika sezonowego nieregularnego.
10. Następnie oszacowuje się drugie przybliżenie wskaźnika sezonowości. Dokonuje się tego poprzez wyznaczenie 7-okresowej średniej ważonej (o specyfikacji zależnej od wartości wskaźnika wahań sezonowych i przypadkowych) ze współczynników sezonowości i nieregularności obliczonych dla każdego miesiąca.
11. Po raz kolejny oblicza się 12-miesięczną scentrowaną średnią ruchomą ze wskaźników sezonowości, służącą do skorygowania wykorzystanych wskaźników.
12. Ostateczny szereg wyrównany sezonowo jest ilorazem szeregu wyjściowego i wskaźników sezonowości skorygowanych 12-miesięczną średnią ruchomą obliczoną w kroku 11.

Wielokrotna estymacja znajduje zastosowanie zarówno w modelu addytywnym, jak i multiplikatywnym, ponieważ estymatory wahań sezonowych nie przyjmują jednakowych wartości w poszczególnych latach.

Derandomizację, czyli usunięcie wahań przypadkowych, przeprowadzono zgodnie z koncepcją Months for Cyclical Dominance (Hodrick i Prescott, 1997). Polega ona na zastosowaniu średniej ruchomej o szerokości wygładzania równej liczbie miesięcy koniecznych do wydobywania zmian systematycznych. Miara wykorzystywaną przy derandomizacji jest Months for Cyclical Dominance (MCD). Obrazuje ona długość okresu, jaki należy odczekać, aby móc uznać zaobserwowaną zmianę wartości empirycznych za nową fazę cyklu. MCD można otrzymać, szacując okres jednostek czasu, które są podstawą najkrótszej średniej ruchomej, przy czym średnia absolutna zmiana komponentów szeregu czasowego w postaci trendu i cyklu w danym okresie jest równa lub większa od średniej absolutnej zmiany komponentów nieregularnych. Najniższą wartość, dla której spełniony jest powyższy warunek, uznaje się za miarę MCD.

W pracy zastosowano także analizę spektralną, w wyniku której zidentyfikowano dominujące składniki periodyczne w zmienności analizowanych szeregów czasowych i wyeliminowano problem założenia *ex ante* co do istnienia określonej nieprzypadkowej długości cyklu wahań⁶.

⁶ Takie traktowanie zjawiska może bowiem doprowadzić do wypaczenia struktury periodycznej szeregu czasowego, a w konsekwencji do wysnucia fałszywych wniosków co do długości cyklu wahań. Ponadto teoria aproksymacji stochastycznej dostarcza argumentów, że jeśli nie dysponujemy informacjami pozastatystycznymi, to jednoznaczne rozwiązanie tego problemu wyłącznie środkami analizy formalnej jest znacznie utrudnione (Kufel i Zawada, 1999).

Analiza spektralna ukazuje skomplikowaną budowę wahań periodycznych szeregów czasowych poprzez zbadanie ich struktury harmonicznej w ujęciu częstościowym, dostarczając jednocześnie informacji o strukturze analizowanych zjawisk. Jej celem jest dekompozycja szeregu czasowego zawierającego składniki cykliczne na kilka podstawowych funkcji sinusoidalnych (sinus i cosinus), których liczba wynosi $n/2$ liczby obserwacji w szeregu czasowym. Pozwala to na określenie korelacji funkcji sinus i cosinus o różnej częstotliwości z obserwowanymi danymi, co stanowi podstawę do wnioskowania o okresowości o danej częstotliwości. Technika ta umożliwia zidentyfikowanie i wydzielenie składników o różnej długości okresu wahań, a zarazem ocenę znaczenia podstawowych składników periodycznych. Szczegółowe badanie gęstości spektralnej może wskazać na istnienie różnych cykli, np. kwartalnych, rocznych czy wieloletnich (por. Idzik i Gędek, 2002).

Model analizy widmowej sprowadza się do regresji wielokrotnej, w której zmienną zależną jest obserwowany szereg czasowy, a zmienne niezależne stanowią funkcje sinus o wszystkich możliwych częstotliwościach⁷. Ponieważ funkcje sinus i cosinus są wzajemnie niezależne, można zsumować kwadraty współczynników dla każdej częstotliwości, aby otrzymać wartości periodogramu, które reprezentują wariancję wahań o konkretnej częstotliwości lub okresie ($\pi/6$, π ,) (Drosiewicz i Michalski, 1996).

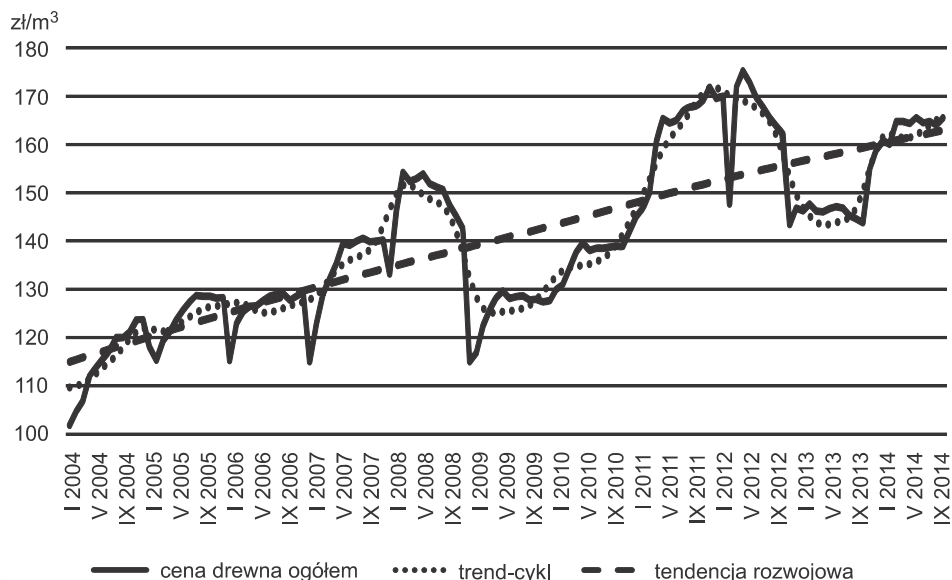
Przejrzysty obraz ukrytych okresowości uwidacznia się podczas badania gęstości widmowych, czyli obszarów częstotliwości, które mają największy wkład w ogólną harmoniczną strukturę szeregu. Testując rozkład wartości periodogramu względem rozkładu wykładniczego, można sprawdzić, czy szereg wejściowy różni się od białego szumu. Dodatkowo, za pomocą statystyki F -Snedecora oraz testu t -Studenta można obliczyć istotność składowych harmonik (Kufel i Zawada, 1999).

WYNIKI BADAŃ

Badanie szeregów czasowych cen drewna różnych sortymentów za pomocą dekompozycji Census II X-11 dostarczyło informacji na temat siły i wpływu poszczególnych komponentów zmienności na poziom cen drewna. Na wyk. 1—6 przedstawiono wyniki badań dla cen drewna ogółem oraz drewna tartaczego liściastego i iglastego.

⁷ Opis tej metody można znaleźć w pracach: Bloomfield (1976); Drosiewicz i Michalski (1996); Jakubczyc (1987); Radzikowska (1999); Shumway (1988) oraz Talaga i Zieliński (1986).

**WYKR. 1. KSZTAŁTOWANIE SIĘ NOMINALNYCH CEN DREWNA OGÓŁEM
WRAZ Z DŁUGOOKRESOWYM TRENDEM TC ORAZ TENDENCJĄ ROZWOJOWĄ**

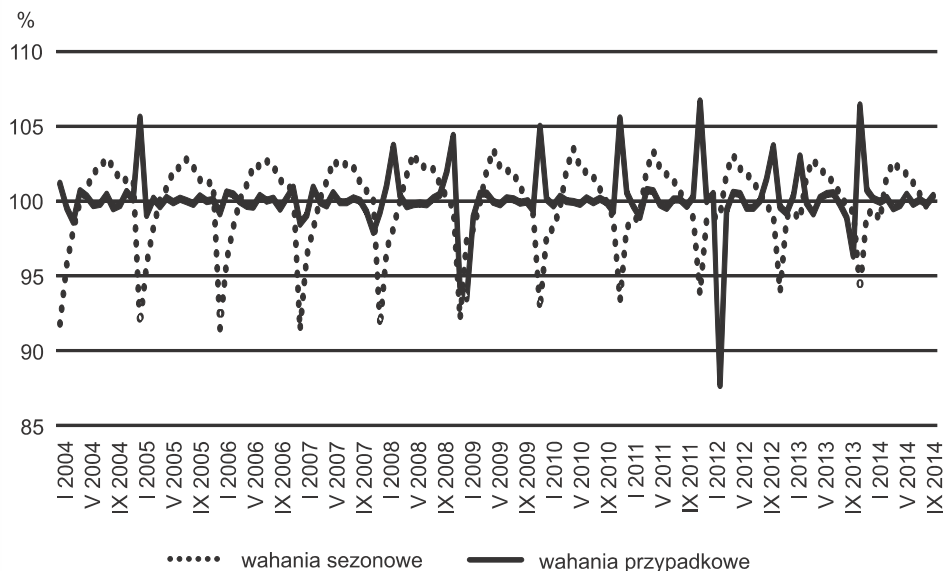


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z nadleśnictwa Plock.

W szeregu czasowym nominalnych cen drewna zmiany długookresowe opisane trendem i cyklem wyjaśniają łącznie 58% wahań tego szeregu, sezonowość jest odpowiedzialna za 32% ogółu wahań, a wahania przypadkowe — za 10%. Przedstawiona na wyk. 1 linia trendu wskazuje na systematyczny wzrost poziomu cen w całym badanym okresie. Średniomiesięcznie nominalna cena drewna wzrastała o 3,44 zł/m³ (2,9%). Można także zauważyć znaczący wzrost amplitudy wahań cyklicznych, wyraźną modyfikację ich wzorca oraz ich multiplikatywny charakter. Od 2008 r. obserwuje się wyraźną zmianę charakterystyki wahań cyklicznych. Odchylenia od trendu długookresowego są wynikiem silnego wpływu czynników popytowych związanych z wahaniami aktywności gospodarczej. Do roku 2008 amplituda wahań cyklicznych cen wynosiła 10 zł/m³, a po roku 2008 — 26—28 zł/m³.

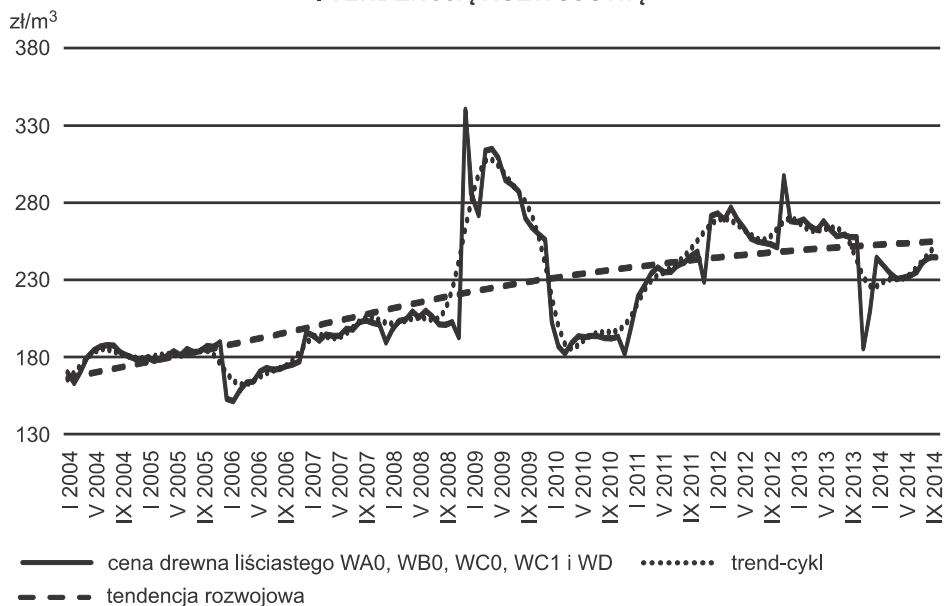
Wykres 2 uwidacznia wyraźny wpływ sezonowości na kształtowanie się cen drewna. Począwszy od 2010 r. jej przebieg zmienił się — amplituda zmian sezonowości się zmniejszyła. Przeciętnie amplituda cen drewna ogółem ze względu na sezonowość w badanym okresie wynosiła 10% w stosunku do średniej ceny w roku. W skali roku najwyższe ceny drewna notowano w lipcu, a najniższe — w styczniu (odpowiednio o 2—3% więcej i o 6—9% mniej od średniej ceny w roku). Cechą szczególną badanego szeregu jest rosnąca w czasie amplituda wahań o charakterze przypadkowym. Zwiększanie się amplitudy od 2008 r. oznacza wzrost znaczenia i skali zdarzeń przypadkowych, co może znacząco zaburzać jakość potencjalnej predykcji.

**WYKR. 2. KSZTAŁTOWANIE SIĘ SEZONOWYCH I PRZYPADKOWYCH WAHAŃ
CEN DREWNA OGÓŁEM JAKO % ODCHYLEŃ OD TRENDU DŁUGOOKRESOWEGO**



Źródło: jak przy wyk. 1.

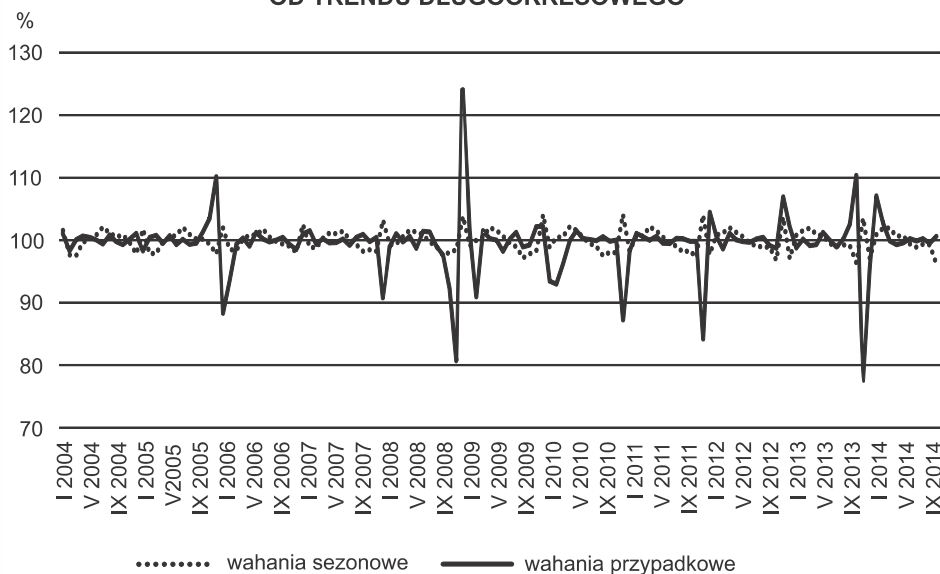
**WYKR. 3. KSZTAŁTOWANIE SIĘ NOMINALNYCH CEN TARTACZNEGO DREWNA
LIŚCIASTEGO (WA0, WB0, WC0 i WD) WRAZ Z DŁUGOOKRESOWYM TRENDEM TC
I TENDENCJĄ ROZWOJOWĄ**



Źródło: jak przy wyk. 1.

Przebieg szeregu czasowego nominalnych cen tartaczego drewna liściastego przedstawiony na wyk. 3 pozwala stwierdzić obecność podstawowych elementów zmienności. Linia trendu wskazuje na systematyczny wzrost cen na przestrzeni całego badanego okresu. Średniomiesięcznie nominalna cena tartaczego drewna liściastego wzrastała o 6,22 zł/m³ (3,6%). Zauważyć można też jednorazowy wzrost i spadek amplitudy wahań cyklicznych w latach 2009—2011. Amplituda wahań cen w latach 2004—2008 i 2012—2014 wynosiła 20—40 zł/m³, a w latach 2009—2011 — ponad 120 zł/m³.

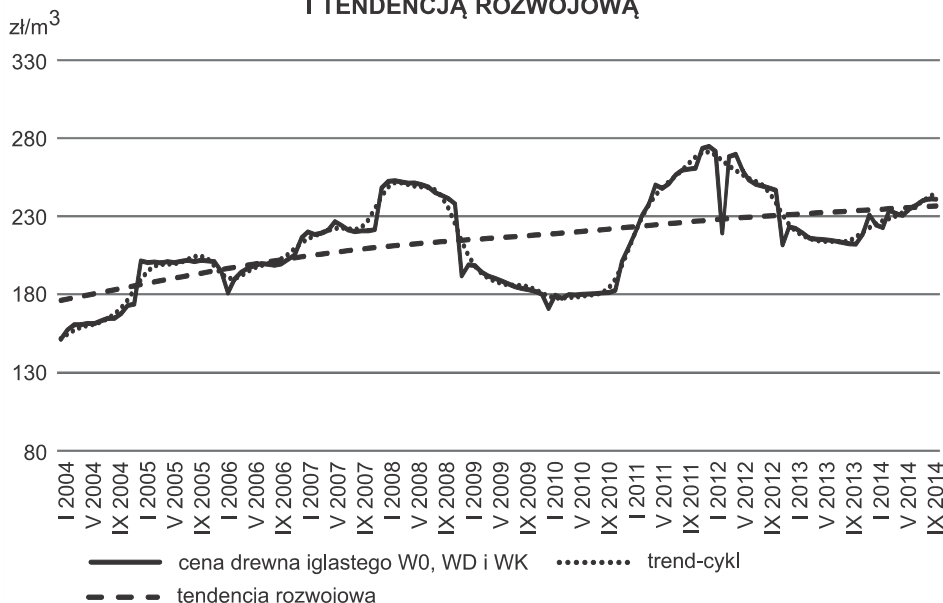
WYKR. 4. KSZTAŁTOWANIE SIĘ SEZONOWYCH I PRZYPADKOWYCH WAHAŃ CEN DREWNA LIŚCIASTEGO (WA0, WB0, WC0 i WD) JAKO % ODCHYLEŃ OD TRENDU DŁUGOOKRESOWEGO



Źródło: jak przy wyk. 1.

W szeregu czasowym nominalnych cen tartaczego drewna liściastego zmiany długookresowe opisane trendem i cyklem łącznie wyjaśniają 68% wahań tego szeregu, sezonowość jest odpowiedzialna za 6% ogółu wahań, a wahania przypadkowe — za 26%. Wahania sezonowe mają niewielki udział w zmienności cen (wykr. 4). Przeciętnie amplituda cen tartaczego drewna liściastego ze względu na sezonowość wynosiła 3—4% w stosunku do przeciętnej ceny w roku. W skali roku najwyższe ceny drewna notowano w styczniu, a najniższe — w październiku (odpowiednio o 1—6% więcej i o 1—2% mniej od średniej ceny w roku). Cechą szczególną badanego szeregu jest występowanie wahań przypadkowych, które wpływały na incydentalne obniżenie cen. Amplituda wahań wynosiła od 8 do ponad 20%.

WYKR. 5. KSZTAŁTOWANIE SIĘ CEN TARTACZNEGO DREWNA IGLASTEGO (W0, WD i WK) WRAZ Z DŁUGOOKRESOWYM TRENDEM TC I TENDENCJĄ ROZWOJOWĄ

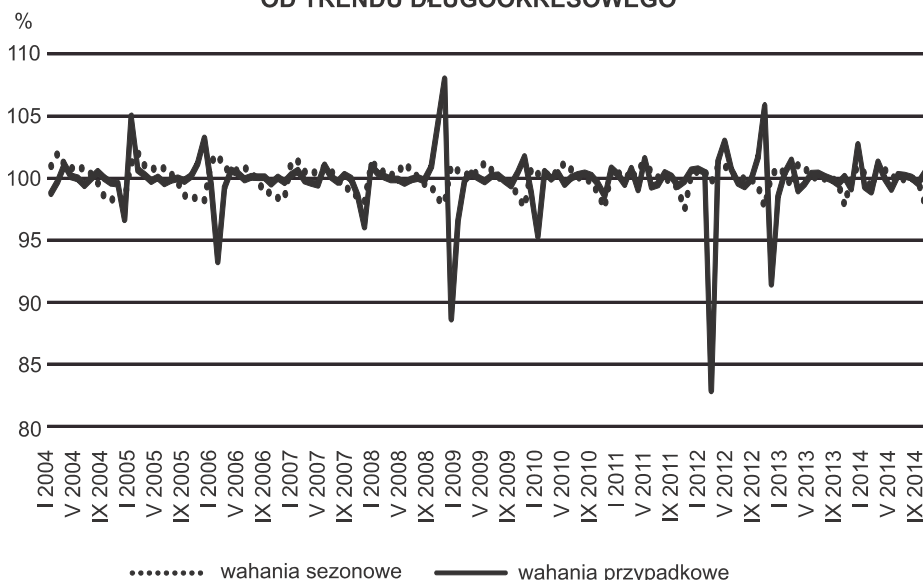


Źródło: jak przy wyk. 1.

Analiza przebiegu szeregu czasowego nominalnych cen tartaczego drewna iglastego (wykr. 5) pozwala stwierdzić obecność podstawowych elementów zmienności. Linia trendu wskazuje na systematyczny wzrost cen na przestrzeni całego badanego okresu. Średniorocznie cena nominalna tartaczego drewna iglastego wzrastała w badanym okresie o 4,35 zł/m³ (2,4%). Zauważyć można także multiplikatywny wzrost amplitudy wahań cyklicznych. Do roku 2008 wynosiła ona 8—22 zł/m³ w stosunku do trendu długookresowego, a następnie wzrosła do 40 zł/m³.

Na kształtowanie się w czasie nominalnych cen tartaczego drewna iglastego wpływała, choć w niewielkim stopniu, sezonowość (wykr. 6); jej przebieg nie zmieniał się w badanym okresie. Przeciętnie amplituda cen drewna ogółem ze względu na sezonowość wynosiła 4% w stosunku do średniej ceny w roku. W skali roku najwyższe ceny drewna notowano w czerwcu, a najniższe — w grudniu (odpowiednio o 1—2% więcej i o 1—2% mniej od średniej ceny w roku). Cechą szczególną badanego szeregu jest występowanie wahań przypadkowych o znacznej amplitudzie. Od 2008 r. zauważa się wzrost znaczenia zdarzeń przypadkowych wpływających na wahania cen. W szeregu czasowym nominalnych cen tartaczego drewna iglastego zmiany długookresowe opisane trendem i cyklem łącznie wyjaśniają 82% wahań tego szeregu, sezonowość jest odpowiedzialna za 14% ogółu wahań, a wahania przypadkowe — za 4%.

WYKR. 6. KSZTAŁTOWANIE SIĘ SEZONOWYCH I PRZYPADKOWYCH WAHAŃ CEN DREWNA IGLASTEGO (W0, WD i WK) JAKO % ODCHYLEŃ OD TRENDU DŁUGOOKRESOWEGO



Źródło: jak przy wyk. 1.

UDZIAŁ KOMPONENTÓW CEN SORTYMENTÓW DREWNA W ICH CAŁKOWITEJ WARIANCJI

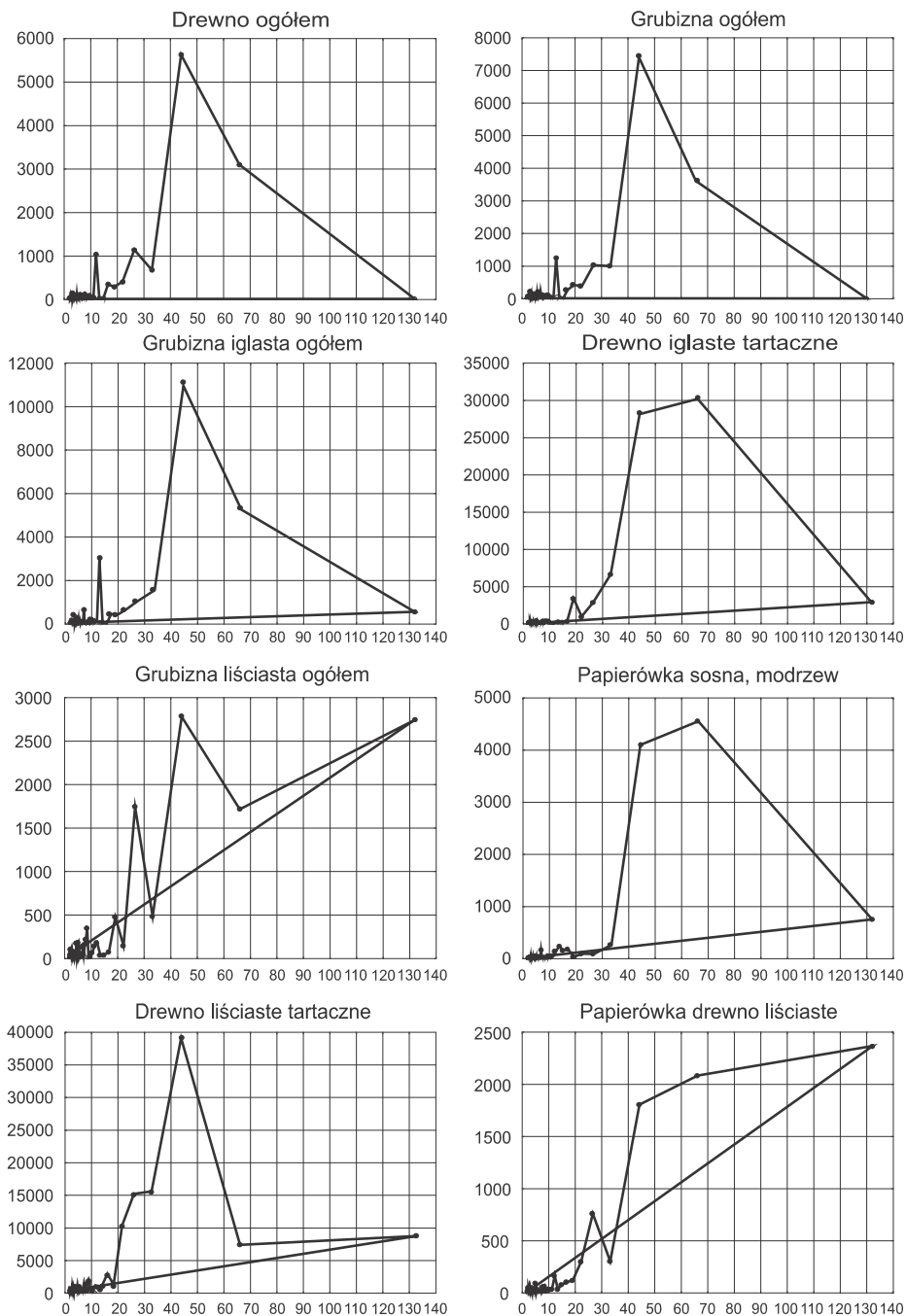
Sortyment	I	TC	S	Sortyment	I	TC	S
	w %				w %		
Drewno ogółem	10	58	32	S2A, S2B liściaste	17	74	9
Grubizna ogółem	11	61	28	S2A, S2B iglaste	12	74	14
				WA0, WB0, WC0, WD			
Grubizna liściasta	28	59	13	liściaste	26	68	6
Grubizna iglasta	10	50	40	W0, WD, WK iglaste	14	82	4

U w a g a. Grubizna — sortymenty wielko- i średniowymiarowe; S2A i S2B — drewno średniowymiarowe (1—3 m), bardzo dobrej jakości, układane w stopy, przeznaczone do produkcji przemysłowej i przerobu mechanicznego; WA0, WB0, WC0 i WD — drewno liściaste wielkowymiarowe (min. 2,5 m długości) o czterech klasach jakości (A—D); W0, WD i WK — drewno iglaste wielkowymiarowe o wszystkich możliwych klasach jakości, z uwzględnieniem drewna kłodowanego.

Źródło: jak przy wyk. 1.

W przebiegu szeregów czasowych cen nominalnych każdego z badanych sortymentów drewna największy średni udział w zmienności cen miała tendencja rozwojowa oraz cykliczność, które wyjaśniały 50—80% ogólnej zmienności cen badanego sortymentu (tablica). Należy także zwrócić uwagę na zróżnicowany wpływ wahań sezonowych oraz przypadkowych. W zależności od sortymentu ich udział wynosił od kilku do kilkudziesięciu procent (w przypadku wahań sezonowych 4—40%, a w przypadku wahań przypadkowych 10—28%). Obecność zmian o charakterze krótkookresowym świadczy o wrażliwości cen na krótkookresowe zmiany popytu wynikające z sytuacji rynkowej i zdarzeń przypadkowych.

WYKR. 7. KSZTAŁTOWANIE SIĘ DOMINUJĄCYCH SKŁADOWYCH HARMONICZNYCH ZMIENNOŚCI SZEREGÓW CZASOWYCH CEN DREWNA (analiza widmowa cen)



oś pozioma — okresy oś pionowa — wartości periodogramu

Źródło: jak przy wyk. 1.

W szeregu czasowym cen drewna ogółem dominującą zmiennością są wahania o cyklu 44 miesiące (wykr. 7). Wśród istotnych zmian systematycznych na poziomie $p \leq 0,05$ występują również cykle o okresie wahań 26 miesięcy oraz sezonowość.

W przypadku wahań cen grubizny ogółem jako dominujący zidentyfikowano cykl o okresie wahań 44 miesiące. Druga pod względem udziału w ogólnej zmienności szeregu czasowego cen grubizny ogółem jest sezonowość, a dopiero w dalszej kolejności — cykl o okresie wahań 26 miesięcy.

W szeregu czasowym cen grubizny iglastej ogółem dominuje cykl o okresie wahań 44 miesiące. Nie stwierdzono istotnego występowania innych cykli, zaznacza się jednak silna sezonowość.

Odminną charakterystykę ma przebieg cen tartaczno-drewna iglastego. Stwierdzono dominujące zmiany długookresowe, na które nakłada się cykl o okresie wahań 44 miesiące. Występuje także cykl o okresie wahań wynoszącym 18 miesięcy, lecz jego znaczenie jest niewielkie. Sezonowości się nie obserwuje.

W przypadku cen grubizny liściastej ogółem dominuje cykl o okresie wahań 44 miesiące, a także wahania periodyczne powtarzające się co 26 miesięcy.

Przebieg szeregu czasowego cen drewna iglastego średniowymiarowego przeznaczonego do produkcji przemysłowej i przerobu mechanicznego jest zbliżony do zmian obserwowanych w przebiegu cen tartaczno-drewna iglastego.

Cena tartaczno-drewna liściastego zdominowana jest przez jeden rodzaj wahań periodycznych — cykl o okresie wahań 44 miesiące. W przypadku cen drewna średniowymiarowego przeznaczonego do produkcji przemysłowej i przerobu mechanicznego liściastego dominuje okresowość o cyklu wynoszącym 26 miesięcy, a także sezonowość. W tym szeregu czasowym w analizowanym okresie największe znaczenie mają zmiany systematyczne, które nie wykazują charakteru periodycznego.

Podsumowanie

Wyniki przeprowadzonych badań wskazały, że decydujący wpływ na zmienność cen drewna w nadleśnictwie Płock mają zmiany o charakterze długookresowym, przy czym składają się na nie zarówno tendencja rozwojowa, jak i wahania cykliczne. Jednocześnie wpływ zmian sezonowych oddziałuje na krótkookresowe wahania cen w skali roku.

Za kształtowanie podaży drewna w Polsce, a zatem w poszczególnych nadleśnictwach, odpowiadają Lasy Państwowe. Wieloletni plan urządzania lasu, będący podstawą do ustalenia wielkości pozyskania w danym roku, często nie uwzględnia zmian rynkowych. Poziom podaż co roku jest podobny, w przeciwieństwie do poziomu popytu, który jest zależny w głównej mierze od zmian koniunkturalnych.

We wszystkich badanych sortymentach trend miał dodatnią dynamikę, co wyrażało się w systematycznym wzroście cen w latach 2004–2014. Od 2007 r.

w przebiegu szeregu czasowego cen badanych sortymentów obserwowano większy udział wahań cyklicznych w stosunku do wcześniejszego okresu. Wahania sezonowe były zróżnicowane zależnie od badanego sortymentu drewna. Wahania przypadkowe występowały we wszystkich sortymentach z różnym natężeniem.

Ze względu na największy udział zmian długookresowych czynniki sezonowe ani przypadkowe nie wpływały istotnie na modyfikację kierunku długookresowych zmian szeregu czasowego cen poszczególnych sortymentów. Sezonowość cen miała jednak najważniejsze znaczenie w przypadku zmian cen w cyklu rocznym.

Wyniki badań pozwoliły stwierdzić, że w analizowanym okresie w szeregach czasowych cen drewna różnych sortymentów występowały głównie cykle o długości 44 miesięcy i 26 miesięcy oraz zmiany sezonowe.

mgr Przemysław Suchodolski, dr Marcin Idzik — SGGW w Warszawie

LITERATURA

- Bloomfield, P. (1976). *Fourier Analysis of Time Series: An Introduction*. New York: John Wiley & Sons.
- Dagum, E. B. (1988). *X11-ARIMA/88. Seasonal Adjustment Method — Foundations and User's Manual*. Ottawa: Statistics Canada.
- Drosiewicz, S., Michalski, T. (1996). *Analiza spektralna wybranych mierników aktywności gospodarczej*. Warszawa: Fundacja Promocji Rozwoju im. E. Lipińskiego.
- Gieffing, D. F., Pazdrowski, W. (2012). *Szacunek brakarski i klasyfikacja drewna okrągłego*. Poznań: Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu.
- Hodrick, R., Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1—16.
- Idzik, M., Gędek, S. (2002). Analiza widmowa szeregów czasowych cen produktów rolnych. *Przegląd Statystyczny*, 49, 45—47.
- Jakubczyc, J. (1987). *Współliniowość statystyczna*. Warszawa: PWE.
- Kufel, T., Zawada, M. (1999). Modelowanie cykliczności procesów o wysokiej częstotliwości i obserwowania. *VI Ogólnopolskie Seminarium Naukowe 7—9 września 1999 r.*, Toruń.
- Łuczyński, W., Matkowski, Z. (1997). Analiza spektralna syntetycznych wskaźników koniunktury dla gospodarki polskiej. *Z prac nad syntetycznymi wskaźnikami koniunktury dla gospodarki polskiej*, (51), 3—178.
- Musgrave, J. C., Shiskin, J., Young, A. H. (1967). *The X-11 Variant of Census Method II Seasonal Adjustment Program*. New York: Bureau of Census.
- Radzikowska, B. (1999). *Metody prognozowania. Zbiór zadań*. Wrocław: AE.
- Ratajczak, E. (2011). *Popyt na drewno w Polsce — zmiany strukturalne oraz możliwości zaspokojenia*. Prezentacja z III Sesji Zimowej Szkoły Leśnej pt. Strategie rozwoju lasów i leśnictwa w Polsce do 2030 roku. Sękocin. Pobrane z: www.ibles.pl/mwg-nternal/de5fs23hu73ds/progress?id=MXkVCNKIDzCam07yxvIByPeVcFxFxJayLso3sUkVL3rbs.
- Shumway, R. H. (1988). *Applied statistical time series analysis*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Talaga, L., Zieliński, Z. (1986). *Analiza spektralna w modelowaniu ekonometrycznym*. PWN. Warszawa.

Summary. *The main aim of the research is to evaluate the variability of prices of selected wood assortments in the Płock Forest District. Prices of eight wood types were analysed according to the rules of time series decomposition using the CENSUS II X-11 method. The cycles length was also evaluated by means of Fourier spectral analysis. Data were obtained from the Płock Forest District and covered the years 2004—2014 on a monthly basis.*

On the basis of the conducted study, it was found that wood prices in the Płock Forest District are characterised by a clear share systematic variability which means that a trend and cyclicity can be distinguished. The results of this research have also shown considerable scale of seasonal and accidental fluctuations in wood prices. The analysis of wood prices showed a growing trend for all assortments, while the dynamics of seasonal fluctuations differed depending on the assortment. Significant intensity of random fluctuations was found, which were characterised by high amplitude of deviations.

Keywords: State Forests, trend, cyclicity, seasonal fluctuations, random fluctuations, multi-annual management plan of forests.