

MEMODELKAN DATA EKSPORT KAYU BERGERAJI DI SEMENANJUNG MALAYSIA
DENGAN MENGGUNAKAN KAEDAH BOX-JENKINS

HABSHAH MIDI DAN AZMI JAAFAR
JABATAN MATEMATIK, UNIVERSITI PERTANIAN MALAYSIA
43400 SERDANG, SELANGOR, MALAYSIA.

ABSTRAK

Kaedah Box-Jenkins telah digunakan untuk mengenalpasti model siri masa bagi data eksport kayu bergergaji di Semenanjung Malaysia. Analisis awal ke atas data ini menunjukkan bahawa varians ralat boleh dianggap sekata dan juga tidak wujud kesan kebermusiman. Hasil kajian menunjukkan bahawa model yang dicamkan adalah ARTPB (0,1,1). Model ini diberikan oleh $Z_t = Z_{t-1} + a_t - 0.5047a_{t-1}$ dengan $a_t \sim N(0, (29.8803)^2)$

I. PENGENALAN

Kayu bergergaji dedefinisikan sebagai kayu balak yang telah diproses di mana ia merupakan suatu hasil keluaran kayu yang 'heterogeneous' iaitu ianya mempunyai berbagai perbezaan dari segi saiz, gred, jenis pengeringan dan jenis awetan.

Tahun 1980an adalah merupakan dekad pembangunan yang paling penting dalam sejarah industri kayu kayan di-

Semenanjung Malaysia di mana tumpuan pembangunan industri tidak lagi kepada jenis primer tetapi industri sekunder seperti perusahaan kilang kayu bergergaji, perabut, kumai dan lain-lain kerja yang berorientasikan pasaran eksport.

Tukaran wang asing melalui eksport kayu bergergaji telah bertambah dengan berlipat kali ganda setelah diadakan sekatan eksport kayu balak. Nilai eksport kayu bergergaji meningkat dari \$149 juta pada tahun 1971 kepada \$823 juta pada tahun 1983 [6]. Pada sukuan kedua 1987, pendapatan eksport kayu bergergaji bernilai \$897.7 juta [6].

Oleh kerana permintaan kayu bergergaji sangat menggalakkan sama ada di dalam atau di luar negeri, jumlah kilang pemprosesan kayu bergergaji telah bertambah dengan pesatnya. Ini bermakna melalui eksport kayu bergaji dapat memberi faedah sosio-ekonomi negara dengan menambahkan peluang pekerjaan kepada penduduk di dalam negara ini. Memodelkan eksport kayu bergergaji dengan menggunakan kaedah Box-Jenkins amat penting bagi membuat telahan eksport bagi beberapa bulan ke hadapan. Dengan ini dapatlah dianggarkan jumlah eksport yang sebenar. Secara tidak langsung dapat diketahui sama ada akan wujud pertambahan atau pengurangan peluang pekerjaan di sektor tersebut.

2. TATATANDA

Model siri masa yang tidak mempunyai unsur-unsur kebermusiman dikenali sebagai model autoregresi terkamir purata bergerak peringkat (p,d,q) atau ringkasnya ARTPB (p,d,q) , boleh dihurailah oleh tatanda berikut:-

p	=	peringkat bagi model autoregresi (AR)
d	=	darjah pembezaan
q	=	peringkat bagi model purata bergerak (PB)

p,d,q boleh mengambil nilai $0,1,2,\dots$

Berikut adalah tatanda yang digunakan dalam penulisan ini.

B	=	pengoperasi anjak ke belakang
∇	=	pengoperasi beza
E	=	jangkaan
n	=	bilangan cerapan selepas pembezaan
TSP	=	time series package atau pekej siri masa
KB	=	kayu bergergaji,
h	=	langkah ke hadapan
$e_n(h)$	=	ralat telahan bagi nilai h
k	=	bilangan lag
$Z_n(h)$	=	anggaran bagi nilai telahan
$V(e_n(h))$	=	varians bagi ralat telahan
t	=	masa kini
b	=	bilangan parameter dalam model
$r_{\Delta}^2(k)$	=	sampel reja autokorelasi bagi lag k
$Z_{1-\alpha/2}$	=	titik $100(1-\alpha/2)$ peratus daripada taburan normal

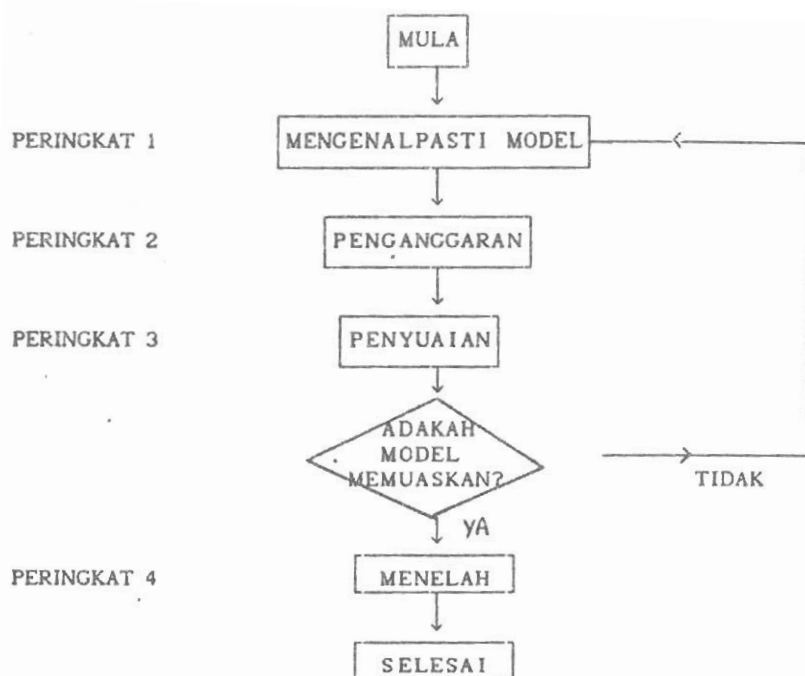
ACF	=	fungsi autokorelasi
PACF	=	fungsi autokorelasi separa
a_t	=	hingar putih
σ_a^2	=	varians bagi hingar putih

3. DATA

Data eksport KB ('000 meter padu) Semenanjung Malaysia yang dikeluarkan oleh Jabatan Perangkaan, Malaysia, dalam bulanan iaitu dari Januari 1982 sehingga Jun 1989 telah digunakan dalam kajian ini. Semua penggiraan dibuat dengan menggunakan pekej TSP.

4. ALGORITMA KAEDAH BOX-JENKINS

Menelah dengan kaedah Box-Jenkins perlu melalui empat langkah iaitu peringkat mengenalpasti model, diikuti dengan peringkat penganggaran dan seterusnya ujian penyuaian. Setelah model yang dikenalpasti adalah sesuai maka bolehlah digunakan model ini bagi tujuan telahan. Langkah-langkah ini boleh dirumuskan secara kasar seperti dalam rajah 4.1.



Rajah 4.1 : Algoritma Kasar Kaedah Box-Jenkins.

4.1 Mengenalpasti Model

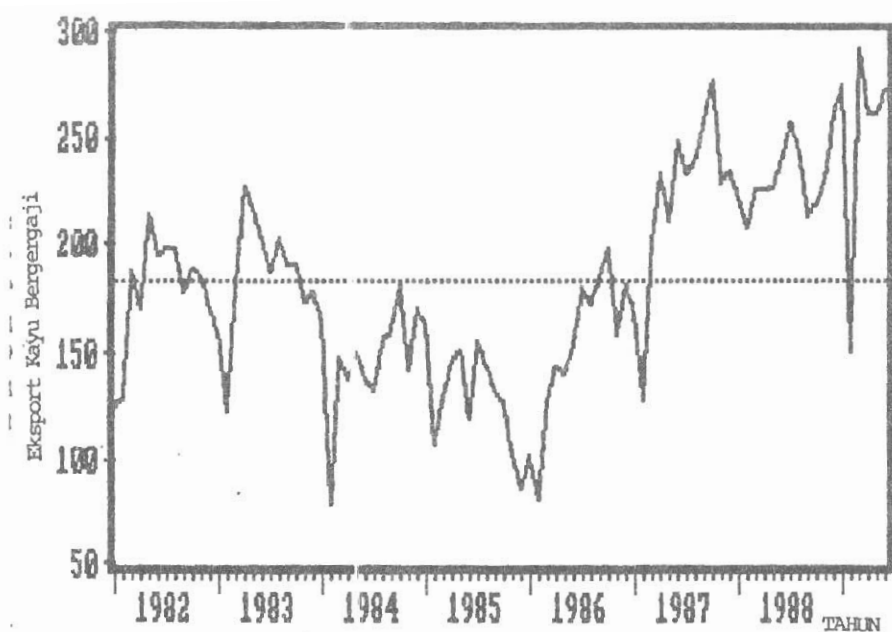
Dengan meneliti plot siri masa eksport KB dalam rajah 4.1.1 dapat dijelaskan bahawa ia tidak menunjukkan pengulangan corak yang sama dan juga tidak tertumpu secara rawak di sekitar min. Ini jelas menunjukkan bahawa siri masa eksport KB adalah tidak pegun dan tidak wujud unsur-unsur kebermusiman serta ketidaksekatian varians bagi ralat tidak begitu ketara. Oleh kerana tidak wujud kesan kebermusiman, model ARTPB (p,d,q) bagi model tanpa musim dipertimbangkan. Bagi

memegunkan sri masa ini, pembezaan ke atas data dilakukan. Penbezaan dilakukan beberapa kali sehingga hanya pegun tetapi pembezaan yang berlebihan boleh menghasilkan varians yang besar. Beza pertama dilakukan seperti berikut:-

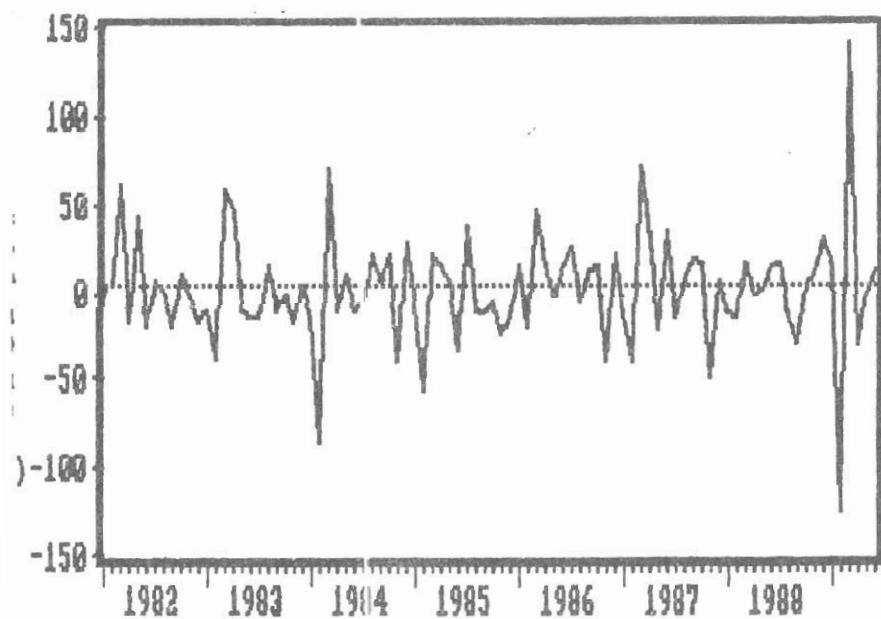
Cerapan yang diperolehi adalah $Z_{t_1}, Z_{t_2}, Z_{t_n}$ yang diambil pada masa $t_1, t_2, \dots, t_n$.

Maka beza pertama boleh ditulis $X_t = \nabla Z_t = Z_t - Z_{t-1}$.

Siri masa tersebut boleh dianggap pegun setelah dilihat daripada plot (rajah 4.1.2) dan juga autokorelasi sampel terhadap nilai beza pertama (rajah 4.1.3). Rajah 4.1.3 menunjukkan bahawa autokorelasi bagi ∇Z_t adalah kecil dan boleh diabaikan selepas lag yang pertama. Juga didapati corak fungsi autokorelasi dan fungsi autokorelasi separa menurun secara eksponen dengan kasar menghampiri sifar Untuk menentukan nilai p dan q , padankan fungsi autokorelasi dan fungsi autokorelasi separa anggaran bagi X_t , masing-masing dengan corak fungsi autokorelasi dan fungsi autokorelasi separa bagi model yang sedia ada. Setelah meneliti corak ACF dan PACF, didapati bahawa $p = 0$ dan $q = 1$. Oleh itu model yang dicamkan adalah ARTPB (0,1,1).



Rajah 4.1.1: Siri Masa Eksport Kayu Bergergaji



Rajah 4.1.2: Siri Masa Bagi ΔZ_t

	ACF	PACF	NILAI ACF	NILAI PACF
1	***	***	-0.4022	-0.4022
2	***	***	-0.0261	-0.2241
3	*	*	0.0999	-0.0039
4	*	*	-0.0981	-0.0707
5	*	*	0.0515	-0.0027
6	*	*	-0.0275	-0.0313
7	*	*	-0.0394	-0.0625
8	*	*	0.0001	0.1700
9	*	*	0.1134	-0.0083
10	*	*	-0.1017	-0.0944
11	*	*	-0.1153	-0.2319
12	*	**	0.3335	0.1929
13	*	**	-0.0837	0.1894
14	*	*	-0.0238	0.0848
15	*	*	0.1028	0.1126
16	*	*	-0.1415	-0.0483
17	*	*	0.0360	-0.0897
18	*	*	-0.0351	-0.1528
19	*	*	0.0215	-0.0068
20	*	*	-0.0895	-0.0376

Rajah 4.1.3: Autokorelasi dan Autokorelasi Separa Bagi ΔZ_t

4.2 Penganggaran

Model ARTPB (0,1,1) yang telah dikenalpasti boleh ditulis dengan persamaan berikut:-

$$Z_t = \theta_0 + a_t - \theta a_{t-1} \quad 4.2.1$$

di mana

$$X_t = Z_t - Z_{t-1}.$$

Untuk menganggarkan parameter θ , kaedah kebolehjadian maksimum seperti yang telah diuraikan oleh Abraham dan Ledolter [1] telah digunakan. Fungsi kebolehjadian maksimumnya ialah seperti berikut:-

$$L(\theta, a_t/X_t) = (2\pi\sigma_a^2)^{-n/2} \left[\frac{1 - \theta^2}{1 - \theta^{2(n+1)}} \right] \cdot$$

$$\exp \left[- \frac{1}{2\sigma_a^2} \sum E^2(a_t/X_t) \right]$$

$$\text{di mana } X_t = [X_1, \dots, X_n]$$

vektor bagi $n = N-d$ pembezaan yang pegun.

Anggaran kepada θ boleh didapati dengan memaksimumkan fungsi kebolehjadian ini. Nilai anggaran bagi θ yang didapati memenuhi syarat kepegunan dan kebolehsongsangan.

4.3 Penyuaian Model

Setelah parameter bagi model yang dicamkan didapati, model ini perlulah diuji terlebih dahulu untuk memastikan kesesuaiannya. Jika sekiranya tidak sesuai, perlulah berbalik semula ke peringkat mengenalpasti model seperti yang ditunjukkan pada rajah 4.1. Nilai anggaran bagi autokorelasi reja dengan had keyakinan 95% ditunjukkan dalam rajah 4.3.1. Kesemua autokorelasi reja kecuali $r_{\hat{a}}(12)$ adalah kecil.

Untuk menguji kesesuaian model ini, Ljung, Box, Ansley dan Newbold [1] mencadangkan menggunakan statistik

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K \left[\frac{r_{\hat{a}}^2(k)}{(n-k)} \right]$$

di mana Q tertabur secara khi-kuasadua dengan darjah kebebasan $(k-1)$. Nilai Q statistik yang didapati dengan $K = 20$ adalah 20.66346. Dengan memilih aras keertian $\alpha = 0.05$, nilai genting taburan khi-kuasadua daripada jadual ialah $\chi_{18,0.05}^2 = 28.9$. Oleh kerana nilai Q yang dikira daripada data sampel kurang daripada nilai genting, maka dapatlah disimpulkan bahawa model ARTPB $(0,1,1)$ bagi eksport KB adalah sangat sesuai.

ACF	PACF	NILAI ACF	NILAI PACF
		1	-0.0013
		2	0.0018
		3	0.0662
	*	4	-0.0813
*	*	5	-0.0071
*	*	6	-0.0817
*	*	7	-0.1245
*	*	8	-0.1280
		9	0.0233
*	*	10	-0.0890
		11	-0.0026
	***	12	0.3620
*	*	13	0.0668
		14	0.0227
*		15	0.0576
		16	-0.1365
*	*	17	-0.0438
	*	18	-0.0706
*	*	19	-0.0411
*	*	20	-0.0851

Rajah 4.3.1: Autokorelasi Reja dan Autokorelasi Separa
Reja Bagi AZ₂

4.4 Menelah

Pada awalnya pemalar θ_0 yaitu 'deterministic trend' dimasukkan ke dalam model ARTPB (0,1,1) yang dicamkan, tetapi hanya didapati tidak bererti, maka model ARTPB (0,1,1) adalah seperti 4.2.1 tanpa pemalar θ_0 . Model ini boleh digunakan untuk menelah nilai-nilai cerapan beberapa bulan ke hadapan.

Bagi model ARTPB (0,1,1) tanpa pemalar θ_0 diberi oleh

$$Z_t = Z_{t-1} + a_t - \theta a_{t-1} \quad 4.4.1$$

Diberi cerapan-cerapan $Z_n, Z_{n-1}, \dots$ bagi model 4.4.1, maka dengan menggunakan jangkaan bersyarat daripada:

$$\begin{aligned} Z_n(1) &= E(Z_{n+1} | Z_n, Z_{n-1}, \dots) \\ &= E\left((Z_n + a_{n+1} - \theta a_n) | Z_n, Z_{n-1}, \dots\right) \\ &= Z_n - \theta a_n \\ Z_n(2) &= E(Z_{n+2} | Z_n, Z_{n-1}, \dots) \\ &= Z_n(1) = Z_n - \theta a_n \end{aligned}$$

dan secara amnya

$$Z_n(h) = Z_n(h-1) \text{ atau } (1-B) Z_n(h) = 0, \quad h > 0 \dots \quad 4.4.2$$

Daripada sini jelaslah bahawa nilai telahan bagi model ini adalah sama bagi setiap langkah ke hadapan.

Abraham dan Ledulter [1] menunjukkan bahawa ralat telahan boleh dituliskan sebagai:-

$$e_n(h) = a_{n+1} + (1 - \theta)(a_{n+h-1} + \dots + a_{n+1})$$

dengan varians

$$v(e_n(h)) = \sigma^2[1 + (h-1)(1-\theta)^2]. \quad 4.4.3$$

Apabila model 4.4.1 dapat dianggarkan, nilai $\hat{\theta}$ dan nilai reja $\hat{a}_t$ masing-masing menganggar θ dan a_t , maka anggaran bagi nilai telahan 4.4.2 adalah

$$Z_n(h) = Z_n - \hat{\theta} \hat{a}_t.$$

Daripada pekej TSP, bagi model ARTPB (0,1,1), didapati

$$\hat{\theta} = 0.5047, \hat{a}_{90} = 12.0216, Z_{90} = 273$$

$$\begin{aligned} \text{maka } \hat{Z}_{90}(h) &= 273 - (0.5047)(12.0216) \\ &= 266.9327 \end{aligned}$$

Maka nilai telahan bagi setiap langkah ke hadapan adalah sama.

100 (1- α)% Anggaran bagi had telahan $Z_n(h)$ diberi oleh

$$\hat{Z}_t(h) \pm Z_{1-\alpha/2} \{\hat{V}(e_n(h))\}^{1/2} \quad 4.4.4$$

Daripada TSP didapati bahawa anggaran bagi varians ralat $\hat{\sigma}^2 = (29\,8803)^2$, $\hat{\sigma} = 29.8803$ dan $\hat{\theta} = 0.5047$.

Dengan menggunakan 4.4.3 dan 4.4.4., 95% had telahan bagi $\hat{Z}_{90}(i)$ adalah

$$266.9327 \pm 1.96 [1 + (i-1)(1-0.5047^2)]^{1/2} 29.8803.$$

Maka 95% had telahan bagi $\hat{Z}_{90}(i)$ adalah (208.3673, 325.4981).

Nilai-nilai telahan seterusnya adalah seperti jadual 4.4.1 dikira dengan menggunakan jalankerja yang sama.

5. KESIMPULAN

Peringkat mengenalpasti model adalah peringkat yang sukar sekali kerana jika ianya tidak sesuai pada ujian penyuaihan, penyelidik perlu mengecam model yang lain. Apabila data yang diperolehi menunjukkan ketidaksekataan varians bagi ralat, penyelidik perlu melakukan penjelmaan terlebih dahulu ke atas cerapan asal sebelum pembezaan ke atas data dilakukan.

Beberapa jenis model telah dipadankan dalam peringkat mengenalpasti model, tetapi setelah diuji kesesuaiannya, hanya model ARTPB (0,1,1) yang sesuai. Oleh itu hasil kajian menunjukkan bahawa model yang diperolehi bagi data eksport KB bulanan di Semenanjung Malaysia adalah model ARTPB (0,1,1)

iaitu diperolehi dengan melakukan beza pertama ke atas siri masa z_t . Model ini diberikan oleh $Z_t = Z_{t-1} + a_t - 0.5047a_{t-1}$ dengan $a_t \sim N(0, (29.8803)^2)$.

Daripada telaahan model ini, didapati kadar eksport KB semakin bertambah di masa akan datang. Ini mungkin disebabkan oleh dasar kerajaan yang mengharamkan sepenuhnya eksport kayu balak ke luar negeri mulai 1 Jan 1985 [8] dan menggalakkan eksport kayu bergergaji yang boleh memberikan keuntungan yang besar kepada negara. Oleh kerana permintaan KB yang sangat menggalakkan kilang-kilang pemprosesan akan bertambah dan secara tidak langsung membuka banyak peluang pekerjaan di masa akan datang.

Walau bagaimanapun, had telaahan yang ditunjukkan dalam jadual 4.4.1 adalah agak lebar. Ini adalah disebabkan oleh varians ralat yang agak besar dan juga autokorelasi reja yang besar pada lag yang ke 12. Korelasi yang besar ini mungkin disebabkan oleh kuota eksport kayu balak yang dikurangkan beransur-ansur sehingga menjadi 0.5 peratus pada tahun 1983.

Jadual 4.4.1 : 95% Had Telahan Bagi Eksport Kayu Bergergaji Untuk 5 Bulan Yang Akan Datang.

Tahun	Bulan	Had Keyakinan 95% Bagi Z_{90+1}
1989	Julai	(208.3673, 325.4981)
	Ogos	(207.6445, 338.3555)
	September	(201.4964, 344.5036)
	Oktober	(195.8365, 350.1635)
	November	(190.5663, 355.4337)

RUJUKAN

- [1] B. Abraham dan J. Ledolter, Statistical Methods for Forecasting, John Wiley and Sons, United States of America (1983).
- [2] G.E.P. Box and G.M. Jenkins, Time Series Analysis : Forecasting and Control 2nd ed., Holden-Day (1976).
- [3] Istilah Matematik Pengajian Tinggi, Kuala Lumpur : Dewan Bahasa dan Pustaka (1987).
- [4] Jabatan Perangkaan Malaysia. Siaran Perangkaan Bulanan Semenanjung Malaysia, Kuala Lumpur (1982 - 1989).
- [5] J.C. Hoff, A Practical Guide to Box Jenkins Forecasting. California : Lifetime Learning Publications (1983).

- [6] Laporan Ekonomi 1982/83 hingga 1988/89. Kementerian Kewangan, Kuala Lumpur.
- [7] Laporan Pertubuhan Makanan dan Pertanian (FAO), 1976. Project Results Conclusion and Recommendations Forest Industries Development Malaysia. FAO : DP/mal/72/009 Technical Report.
- [8] Mohd. Shah Wahid F.O. Pengharaman Eksport Balak dan Implikasinya. Dewan Masyarakat, Ogos. 1985 : 46-48.
- [9] O.D. Anderson, Time Series Analysis : Theory and Practise 5, Amsterdam : Elsevier Science Publisher B.V. (1984), 159-174.
- [10] Projek Pembangunar Bangsa-Bangsa Bersatu (UNDP), 1970. An Analysis of Problems Affecting the Development of Forestry and Forest Industries in West Malaysia.