استخدام نماذج ARIMA للتنبؤ بكمية الإنتاج بمصنع الصلب 2 بالشركة الليبية للحديد والصلب بمصراتة

محمد عمر الشعافي[1]، الصديق إبراهيم بالحاج[2]
[1]قسم العلوم الإدارية والمالية، شعبة الإحصاء، كلية العلوم التقنية، مصراتة، ليبيا
[2]قسم الإحصاء، كلية العلوم، جامعة مصراتة، مصراتة، ليبيا
El.belhaj@sci.misuratau.edu.ly

تاريخ لاستلام 23.6.2020 تاريخ القبول 21.7.2020 تاريخ النشر الالكترونى 1.8.2020

https://www.misuratau.edu.ly/journal/sci/upload/file/R-1267-ISSUE-10%20PAGES%2086-89pdf

الملخص: بمصراتة عن طريق تحليل السلاسل الزمنية باستخدام منهجيةARIMA(Box & Jenkins) وذلك لإيجاد أفضل نموذج للتنبؤ بكمية الإنتاج الشهري بمصنع الصلب بالشركة وذلك اعتمادا على بيانات شهرية لإنتاج المصنع من شهر يناير 2015 حتى شهر مارس 2020، وقد تم الوصول إلى نموذجين ملائمين يمكن استخدامهما للتنبؤ بكمية الإنتاج لهذا المصنع هما ARIMA(0,0,1) وكذلك ARIMA(1,0,0) ومن خلال المقارنة بين النموذجين من حيث التنبؤ وجد أن النموذج الثاني وهو نموذج ARIMA(1,0,0) أو AR (1) أفضل من ناحية التنبؤ لذلك تم اعتماده في هذه الدراسة كأفضل نموذج

الكلمات المفتاحية: سلاسل زمنية، ARIMA، Box & Jenkins.

المقدمة

بعد حرب التحرير ونتيجة الضرر الذي تعرضت له ليبيا في المباني والمنشآت كان لزاما تعمير ما تم هدمه وكذلك التقدم بعجلة البناء نحو الأمام وخاصة في عمليات البناء للقطاع الخاص لما تشهده ليبيا من اتساع في الحركة الاقتصادية للقطاع الخاص وكذالك الزيادة السكانية والتوسع السكني الذي شهدته ليبيا بعد سنة 2011 مما جر إلى زيادة كبيرة في استهلاك مواد البناء والصنعة التي يعتمد عليها هذا البناء، ومن بين المواد الأساسية لهذه العملية هي مادة الحديد بنوعيه حديد الصنعة وحديد التسليح الذي أصبحت معدلات الطلب عليه متزايدة بصورة ملحوظة مما أدى إلى ارتفاع في البحث على الشركات المنتجة والمستوردة لهذه السلعة.

وتعتبر الشركة الليبية للحديد والصلب من أكبر الشركات الصناعية بليبيا، وتقع على مساحة قدرها 1,200 هكتار بالقرب من مدينة مصراتة، على بعد 210 كيلومترات إلى الشرق من مدينة طرابلس. وتبلغ الطاقة التصميمية للشركة 1,324,000 طن من الصلب السائل سنوياً بطريقة الاختزال المباشر لمكورات الحديد باستخدام الغاز الطبيعي المحلي. وقد وضع حجر الأساس للشركة في 18/9/1979، إيذانا بإرساء قاعدة التصنيع الثقيل بليبيا. وبتاريخ 9/9/1989 تم افتتاح الوحدات الإنتاجية وبذلك دخلت الشركة مرحلة الإنتاج، وتضم الشركة ثمان وحدات إنتاجية من بينها مصنع الصلب رقم 2 الذي دخل مرحلة التشغيل التجاري سنة 1991م بطاقة إنتاجية تصميمية سنوية قدرها (650,000) طن من الصلب السائل لإنتاج (611,000) طن سنوياً من البلاطات، باستخدام أفران القوس كهربائي بعدد ثلاثة أفران سعة كل فرن (90) طن[8] .

وهذه الشركة توفر أغلب حاجة السوق الليبي من حديد التسليح وحديد الصنعة للسوق المحلي، وفي هذا البحث سوف نتناول دراسة السلسلة الزمنية لكمية الإنتاج بمصنع الصلب رقم 2 بالشركة الليبية للحديد والصلب بمصراتة باستخدام منهجية (Box & Jenkins) وإيجاد نموذج ARIMA مناسب للتنبؤ بكمية الإنتاج وذلك للمساعدة على عمليات التخطيط للعملية الإنتاجية، فتعتبر مرحلة التخطيط للعمليات الإنتاجية من أهم المراحل الصناعية ومن بين عمليات التخطيط للإنتاج التنبؤ بكمية الإنتاج الذي يعتبر مرحلة مهمة من مراحل التخطيط يتم عن طريقها تحديد الإنتاج المستهدف والتعاقد لعملية تسويقه.

يوجد كثير من الدراسات السابقة التي استخدمت طريقة بوكس جنكيز في التنبؤ بسلاسل زمنية ذات طبيعة إنتاجية، إلا أنه لم يتمكن الباحثان من الحصول على أية دراسة سابقة تناولت موضوع التنبؤ بكمية الإنتاج من الحديد الصلب استخدمت طريقة بوكس جنكيز.

منهجية البحث Materials and Methods

كانت البيانات عبارة عن كمية الإنتاج الشهري بمصنع الصلب بالشركة التي تم الحصول عليها من قسم التخطيط بالشركة اعتبارا من شهر يناير 2015 حتى شهر مارس 2020 وقد تم تقسيم البيانات إلى 57 قيمة للنمذجة و6 قيم للاختبار. وقد تم الاعتماد في منهجية البحث للوصول إلى النموذج الملائم على منهجية (Box & Jenkins) التي تتمثل في الخطوات التالية (التشخيص – التقدير للنموذج – اختبار ملاءمة النموذج– التنبؤ بالقيم المستقبلية)[1] وذلك عن طريق العمل على استقرار السلسة الزمنية وحذف تأثير الاتجاه العام والتباين وقد تم تشخيص نموذجين للدراسة هما:

- نموذج الانحدار الذاتي pth-order autoregressive model أو ما يسمى اختصارا نموذج AR(p) والذي صيغته الرياضية تأخذ الشكل التالي

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_{t-2} + \cdots + \phi_p Y_{t-p} + \epsilon_t$$

حيث:
Y_t تمثل القيم الحقيقية، و ϕ_i تمثل معاملات النموذج، و ϵ_t تمثل الخطأ عند الزمن t، و p هي عدد صحيح يمثل رتبة النموذج.

- نموذج المتوسط المتحرك qth-order moving average model أو ما يسمى اختصارا نموذج MA(q) والذي صيغته الرياضية تأخذ الشكل التالي

$$Y_t = \mu + \epsilon_t - \theta_1 \epsilon_{t-1} - \theta_2 \epsilon_{t-2} - \cdots - \theta_q \epsilon_{t-q}$$

حيث:
Y_t تمثل القيم الحقيقية، و μ المتوسط، و θ_i تمثل معاملات النموذج، و ϵ_t تمثل الخطأ عند الزمن t، و q هي عدد صحيح يمثل رتبة النموذج.

تم استخدام برنامج R و الحزمتين الاحصائيتين forecast و tseries لإجراء التحليل الإحصائي للسلسلة، وتم تقدير معالم نماذج ARIMA باستخدام دالة مجموع المربعات الشرطية لتقدير القيم الابتدائية ومن ثم استخدام الأرجحية العظمى[2] .

قبل الشروع في تقدير معالم النموذج، تم اختبار استقرارية السلسلة باستخدام اختبار Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin (KPSS) لفرض العدم أن السلسلة مستقرة [3].

وبعد تقدير النموذج، سيتم فحص ملائمة النموذج وذلك بدراسة خصائص بواقي النموذج، حيث تم استخدام اختبار التوزيع الطبيعي لـ Shapiro-Wilk لاختبار الفرضية أن

البيانات تتبع التوزيع الطبيعي[4] . كما تم اختبار الملائمة الكلية للنموذج وذلك باستخدام اختبار Ljung-Box لفحص الاستقلالية للسلسلة [5].

وللمقارنة والاختيار بين النماذج، استعمل المعيار Akaike's Information Criterion (AIC)[6] والذي يمكن كتابته على الصورة $AIC = -2\log(L) + 2p$، والمعيار Bayesian Information Criterion (BIC)[7] والذي يمكن كتابته على الصورة $BIC = -2\log(L) + \log(n)\,p$، حيث L هي دالة الأرجحية للبيانات، و p هو عدد المعالم، و n هو عدد قيم السلسلة.

تم استخدام أربعة مقاييس إحصائية للمفاضلة بين النماذج المقرحة في مدى دقة تنبؤها بقيم الاختبار الستة، وهي

MAE : وهو متوسط الخطأ المطلق ويتم حسابه باستخدام القانون التالي $MAE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}|e_t|$.

ME : متوسط الأخطاء ويتم حسابه وفق القانون التالي $ME = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} e_t$.

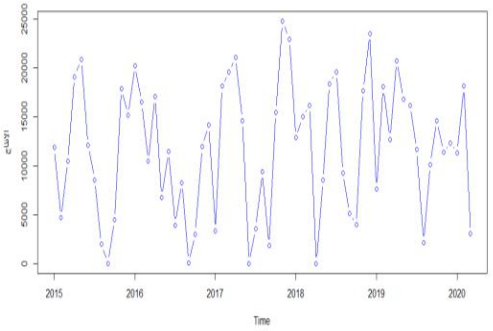
RMSE : هو الجذي التربيعي لمتوسط مربع الأخطاء، أي $RMSE = \sqrt{MSE}$.

MAPE : هو المتوسط المطلق لنسبة الخطأ، ويتم حسابه باستخدام القانون التالي $MAPE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\frac{|e_t|}{y_t}.100\%$

حيث $e_t = y_t - \hat{y}_t$، و x_t هي القيم الحقيقية عند الزمن t، و $\hat{y}_t$ هي القيمة المتنبأ بها، و nهي عدد قيم السلسلة.

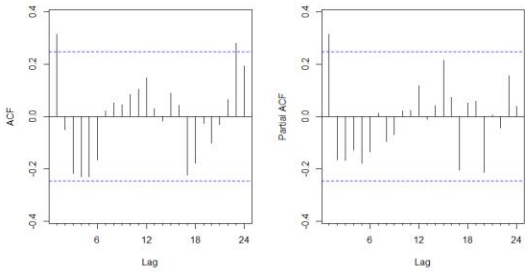
النتائج والمناقشة

من الشكل (1) نلاحظ التغير الشهري في كمية الإنتاج حيث بلغ المتوسط الشهري لكمية الإنتاج (11974) طن، بانحراف معياري (6772) طن، ووسيط (11960) طن، وأكبر كمية للإنتاج كانت في شهر نوفمبر 2017 حيث بلغت (24796.3) طن، وأقل كمية من الإنتاج (0) طن، والربيع الأول (5108) طن، والربيع الثالث (17688) طن،ومن خلال هذه النتائج نلاحظ وجود التواء للبيانات ناحية اليسار قليلا، ونلاحظ وجود استقرارية إلى حد ما بالسلسلة.تم اختبار استقرارية السلسة حيث كان إحصاء الاختبار يساوي 0.098 بمستوى معنوية 0.10 أكبر من 5%، وهذا يؤكد أن السلسلة مستقرة.



الشكل(1) يبين الإنتاج الشهري لمصنع الصلب بالشركة الليبية للحديد والصلب مصراتة.

يبين الشكل (2) الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي ومن خلال قيم معاملات الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي نجد أن هناك انقطاع لمعاملات لدالة الارتباط الذاتي عند الرتبة الأولى مما يدل على وجود قيمة لرتبة معامل المتوسطات المتحركة (q)، ونجد أن هناك انقطاع لمعاملات لدالة الارتباط الذاتي الجزئي عند الرتبة الأولى مما يدل على وجود قيمة لرتبة معامل الانحدار الذاتي (p).



الشكل(2)يبين الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي.

بعد اختبار عدة نماذج لتحديد النموذج الملائم للدراسة واستخدم لذلك المعياران AIC و BIC، قد تم تحديد نموذجين ملائمين ومتقاربين يمكن استخدامهما للتنبؤ بكمية الإنتاج هما :

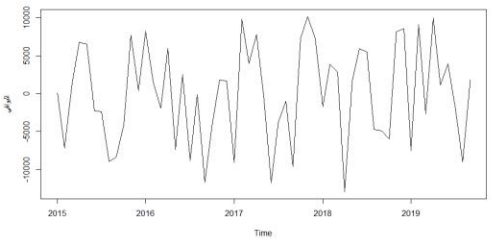
النموذج الأول ARIMA(0,0,1) :

الجدول التالي (جدول (1)) يبين قيم معاملات نموذج ARIMA(0,0,1)، حيث نلاحظ أن قيمة معامل MA(1) يساوي 0.379 بخطأ معياري يساوي 0.11، كما أن قيمة المتوسط يساوي 11819.2 بخطأ معياري يساوي 1163.6.

جدول(1) يبين قيم معاملات النموذج ARIMA(0,0,1) والخطأ المعياري.

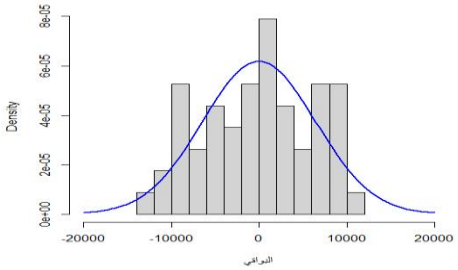
	MA(1)	mean
Coefficients	0.3794	11819.7
s.e.	0.1139	1163.6
σ^2 estimated as 42433131, log likelihood=-580.5 AIC=1166.99, BIC=1173.12		

بعد تقدير معالم النموذج ينبغي فحص افتراضات النموذج من خلال قيم البواقي وذلك كما في الأشكال التالية



الشكل(3) يبين قيم البواقي للنموذج ARIMA(0,0,1).

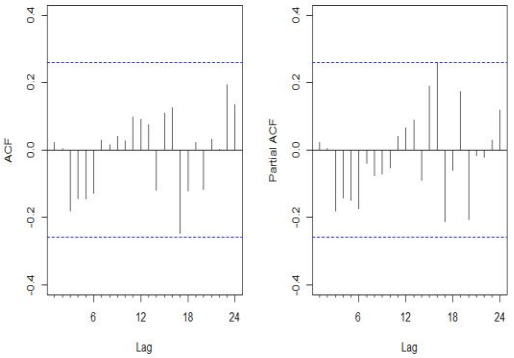
من خلال الشكل (3) يظهر أن البواقي تأخذ شكل عشوائي حول الصفر، ولا يظهر من البواقي أي نمط يمكن أخذه في الاعتبار.



الشكل(4) يبين توزيع البواقي للنموذج ARIMA(0,0,1).

من خلال النتائج بالشكل (4) يتبين أن البواقي للنموذج تقترب من التوزيع الطبيعي، ولتأكيد ذلك تم إجراء اختبار Shapiro-Wilk حيث كانت قيمة مستوى المعنوية المشاهد

P-value=0.05251 وهي أكبر من 0.05 مما يدل على أنها تتبع التوزيع الطبيعي.



الشكل(5) يبين معاملات دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للنموذج ARIMA(0,0,1).

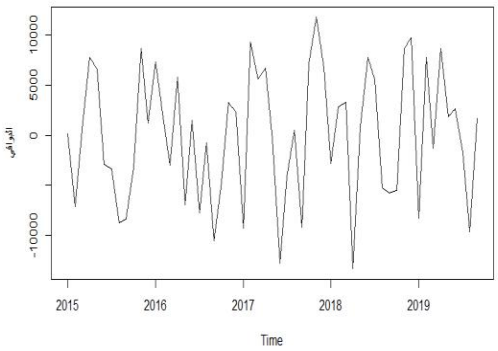
من خلال الشكل (5) يتبين أن جميع قيم معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي تقع داخل حدود الثقة مما يدل على ملاءمة النموذج، وكذلك من خلال اختبار Ljung-Box نجد أن قيمة إحصاءه الاختبار6.877 بدرجة حرية df=9 عند lag=11 وأن قيمة مستوى المعنوية المشاهد P-value=0.649 مما يدل كذلك على ملاءمة النموذج باعتبار المعنوية أكبر من 0.05 .

النموذج الثاني $\mathbf{ARIMA(1,0,0)}$:

من خلال جدول (2) والذي يبين قيم معاملات النموذج ARIMA(1,0,0)، نلاحظ أن قيمة معامل AR(1) يساوي 0.347 بخطأ معياري 0.12، بينما كان المتوسط يساوي 11777.8 بخطأ معياري يساوي 1299.5.

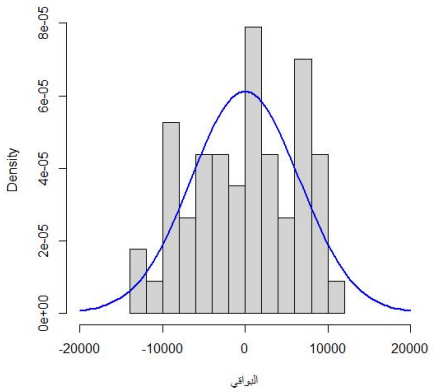
جدول(2) يبين قيم معاملات النموذج$\boldsymbol{ARIMA(1,0,0)}$ والخطأ المعياري.

	AR(1)	mean
Coefficients	0.3477	11777.8
s.e.	0.1226	1299.5
σ^2 estimated as 43235801, log likelihood=-581.02 AIC=1168.04, BIC=1174.17		



الشكل(6) يبين قيم البواقي للنموذج $\boldsymbol{ARIMA(1,0,0)}$.

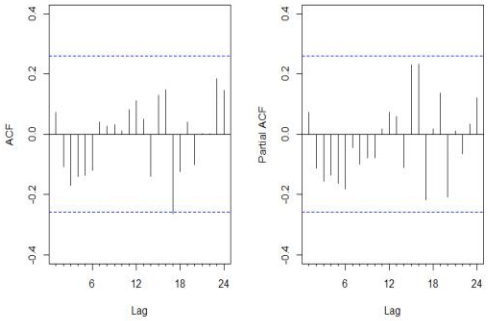
من خلال الشكل (6) يظهر أن البواقي تأخذ شكل عشوائي حول الصفر، ولا يظهر من البواقي أي نمط يمكن أخذه في الاعتبار.



الشكل(7) يبين توزيع البواقي للنموذج $\boldsymbol{ARIMA(1,0,0)}$.

من خلال النتائج بالشكل (7) يتبين أن البواقي للنموذج تقترب من التوزيع الطبيعي. ولتأكيد ذلك تم إجراء اختبار Shapiro-Wilk حيث كانت قيمة مستوى المعنوية المشاهد P-value=0.0953 وهي أكبر من 0.05 مما يدل على أنها تتبع التوزيع الطبيعي.

من خلال الشكل (8) يتبين أن جميع قيم معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي تقع داخل حدود الثقة مما يدل على ملاءمة النموذج، وكذلك من خلال اختبار Ljung-Box نجد أن قيمة إحصاءه الاختبار6.908 بدرجة حرية df=9 عند lag=11 وأن قيمة مستوى المعنوية المشاهد P-value=0.646 مما يدل كذلك على ملاءمة النموذج باعتبار المعنوية أكبر من 0.05.



الشكل(8) يبين معاملات دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للنموذج ARIMA(1,0,0).

وللمقارنة بين النموذجين نستخدم بعض المقاييس الأحصائية كما هو مبين في الجداول التالية:

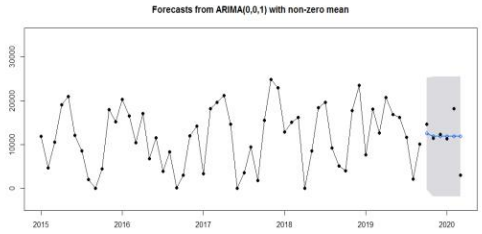
جدول(3) يبين قيم بعض المقاييس للمقارنة بين النموذجين باستخدام بيانات النمذجة.

	ME	MAE	RMSE	MAPE
ARIMA(0,0,1)	-11.00	**5394.9**	**6398.7**	-
ARIMA(1,0,0)	**-0.768**	5483.8	6459.0	-

جدول(4) يبين قيم بعض المقاييس للمقارنة بين النموذجين باستخدام بيانات الاختبار.

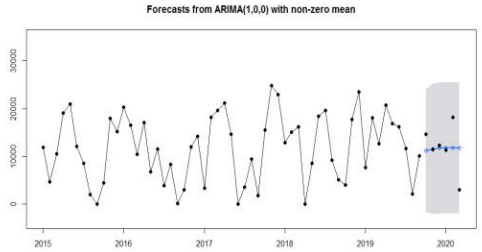
	ME	MAE	RMSE	MAPE
ARIMA(0,0,1)	-541.7	3968.4	5517.6	76.09
ARIMA(1,0,0)	**-518.0**	**3806.2**	**5360.8**	**73.33**

من خلال النتائج السابقة بالجداول 1,2 ومن خلال المعيارين BIC،AIC اللذان يحددان مدى توفيق النموذج للبيانات نجد أن القيم متقاربة للنموذجين وكلا النموذجين ملائم، وبالمقارنة بين النموذجين باستخدام بيانات الاختبار عن طريق المعايير ME،MAE، RMSE، MAPE نجد أن النموذج الثاني وهو نموذج ARIMA(1,0,0) أو AR (1) أفضل من ناحية التنبؤ باعتباره يأخذ قيما أقل.



الشكل(9)يبين القيم الحقيقية (النقاط بالأسود) مع القيم الست المقدرة الأخيرة (النقاط بالأزرق) مع 95% فترة ثقة للقيم المتنبأ بها للنموذج ARIMA(0,0,1).

من خلال الشكل (9) والذي يوضح القيم الحقيقية مع المقدرة لآخر 6 أشهر نجد أن النموذج ARIMA(0,0,1) يقدم تقديرا ملائما للإنتاج، ونلاحظ أن قيم الاختبار الستة الحقيقية تقع ضمن 95% فترة الثقة للقيم المتنبأ بها.



الشكل(10)يبين القيم الحقيقية (النقاط بالأسود) مع القيم الست المقدرة الأخيرة (النقاط بالأزرق) مع 95% فترة ثقة للقيم المتنبأ بها باستخدام النموذج ARIMA(1,0,0).

نلاحظ من خلال الشكل (10) أن القيم المتنبأ بها باستخدام النموذج ARIMA(1,0,0) كانت قريبة من القيم الحقيقية، وكانت جميع القيم الحقيقية تقع ضمن 95% فترة الثقة للقيم المتنبأ بها.

الاستنتاجات

في هذا البحث، تم استخدام نماذج ARIMA للتنبؤ بكميات إنتاج مصنع الحديد والصلب بمصراتة، حيث تم اقتراح نموذجي ARIMA والتحقق من ملائمتهما للبيانات، وهما ARIMA(0,0,1) و ARIMA(1,0,0). وقد أظهرت النتائج ملاءمة النموذجين لتقدير كميات الانتاج بالمصنع ولكن بالمقارنة بين القدرة التنبئية للنموذجين وجد أن النموذج الثاني أفضل وهو نموذج ARIMA(1,0,0) أو AR (1) لذلك تم اعتماد هذا النموذج للتنبؤ وفقا لهذه الدراسة.

References المراجع

1) George E.P.Box and Gwilym M.Jenkins & Gregory C. Reinsel. Time series analysis forecasting and control. Prentice- Hall, Inc.4, (1994).

2) Cryer, J. D., Chan, K. (2008). Time Series Analysis with Applications in R. Second edition, Springer.

3) D. Kwiatkowski, P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992): Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. Journal of Econometrics 54, 159–178.

4)Royston, P. (1982). An extension of Shapiro and Wilk's W test for normality to large samples. Applied Statistics, 31, 115–124.

5) G. M. Ljung; G. E. P. Box (1978). On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models. Biometrika. 65 (2): 297–303.

6) Akaike, H. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. Second International Symposium on Information Theory, pp. 267-281.

7) Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. Annals of Statistics 6(2), pp. 461-464.

8) https://libyansteel.com/index.php/.