العلاقة الحركية بين عرض النقود والمستوى العام للأسعار
دراسة قياسية على الاقتصاد الليبي للفترة (1992-2021)

عبدالسلام مسعود رحومه
كلية التجارة، جامعة الزيتونة

ملخص الدراسة:

هدفت هذه الدراسة للتحقق من نمط وطبيعة العلاقة الحركية بين عرض النقود، والتضخم ممثلاً بالرقم القياسي لأسعار المستهلك في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1992-2021)، وتوصلت الدراسة الى وجود علاقة سببية قصيرة الاجل تتجه من عرض النقود نحو المستوى العام للأسعار وكذلك وجود علاقة طردية تربط بين التضخم بعرض النقود، حيث ارتفاع عرض النقود بمقدار دينار واحد يؤدي إلى زيادة التضخم بمقدار 0.002490 دينار على المدى الطويل.

الكلمات المفتاحية : عرض النقود، المستوى العام للأسعار، الاقتصاد الليبي.

المقدمة:

تواجه جميع الدول المتقدمة والنامية مشكلة التضخم مع اختلاف أسبابها وتداعيتها ،ورغم اختلاف العوامل المسببة للتضخم ، إلا أنه يتحدد بجملة عوامل داخلية وأخرى خارجية تختلف في أهميتها حسب طبيعة اقتصاد الدولة ودرجة انفتاحه على العالم الخارجي.

والاقتصاد الليبي كغيره من الاقتصادات الأخرى يعاني من هذه المشكلة وبالأخص بعد احداث 2011 ، حيث تبين مؤشرات التضخم في الاقتصاد الليبي الى صعوده الى معدلات مرتفعة، حيث بلغ مستوى

التضخم 25.8٪ في عام 2018، وصاحب هذا الارتفاع ارتفاع في عرض النقود فقد بلغ حجم المعروض النقدي من 5168.2 مليون دينار ليبي عام 1992 الى 122650.3 مليون دينار ليبي عام 2021.

لذلك فإن هذه الدراسة هدفت للتحقق من نمط وطبيعة العلاقة الحركية بين عرض النقود والتضخم

مشكلة الدراسة:

بناء على ما تم عرضه في السابق يمكن صياغة المشكلة البحثية في التساؤل التالي:

- ما هو نمط وطبيعة العلاقة الحركية بين عرض النقود والتضخم في الاقتصاد الليبي خلال فترة الدراسة؟

فرضية الدراسة:

تقوم الدراسة على الفرضية التالية :

- وجود علاقة حركية متبادلة بين عرض النقود والتضخم في الاقتصاد الليبي خلال الفترة (1992-2021).

أهمية الدراسة:

تكمن أهمية هذه الدراسة في التعرف على ديناميكية الحركة بين عرض النقود والتضخم

هدف الدراسة:

تهدف هذه الدراسة إلى التعرف نوع وطبيعة العلاقة الحركية بين عرض النقود والتضخم.

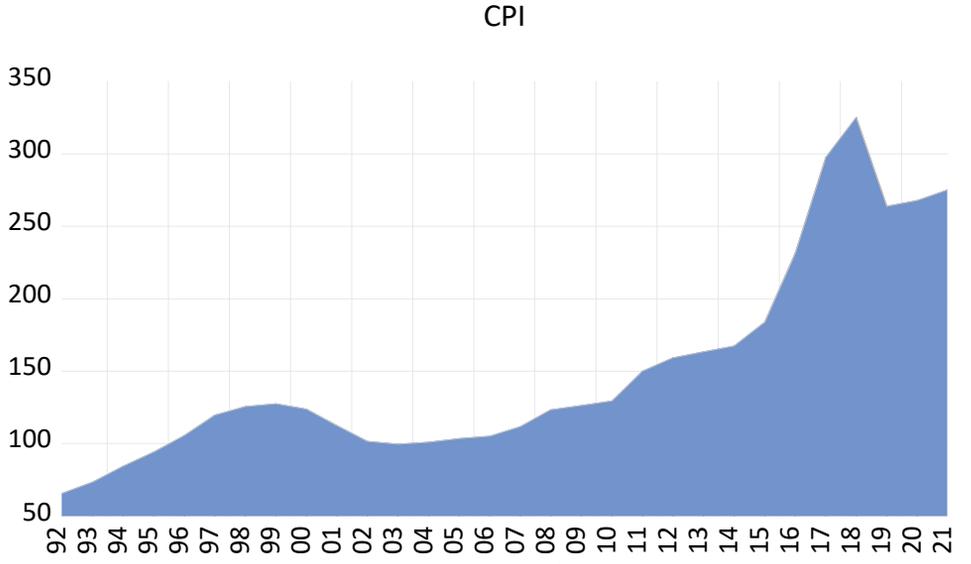
منهجية الدراسة:

تستخدم هذه الدراسة الأسلوب القياسي لدراسات العلاقة الحركية بين التضخم وعرض النقود

☐التطور التاريخي للتضخم وعرض النقود في الاقتصاد الليبي خلال فترة الدراسة:

1-تطور الرقم القياسي لأسعار المستهلك (CPI).

شكل رقم(1) تطور الرقم القياسي لأسعار المستهلك خلال الفترة (1992-2021)



المصدر: إعداد الباحث، استناداً على تقارير ونشرات مصرف ليبيا المركزي.

الجدول رقم (1) تطور التضخم في الاقتصاد الليبي خلال الفترة(1992-2021)

سنة الأساس 2003=100

السنوات	معدل التضخم
1992	-
1993	11.1
1994	14.8
1995	11.6
1996	12.2
1997	13.2
1998	5.0
1999	1.5

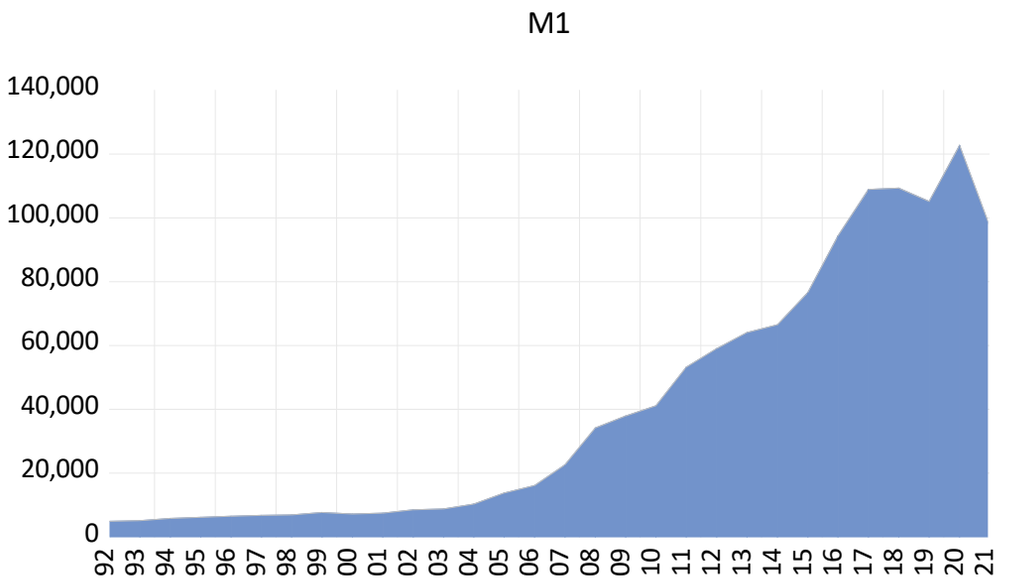
2000	-2.9
2001	-9.2
2002	-9.6
2003	-2.0
2004	1.0
2005	3.0
2006	1.4
2007	6.2
2008	10.4
2009	2.4
2010	2.4
2011	15.9
2012	6.1
2013	2.6
2014	2.4
2015	9.9
2016	25.9
2017	28.5
2018	13.6
2019	-2.2
2020	1.4

2021	2.8

المصدر: إعداد الباحث، استناداً على تقارير ونشرات مصرف ليبيا المركزي.

2-تطور عرض النقود M1 :

شكل رقم (2) تطور عرض النقود بالمفهوم الضيق M1 خلال الفترة (1992-2021)



المصدر: إعداد الباحث، استناداً على تقارير ونشرات مصرف ليبيا المركزي.

جدول رقم (2) تطور عرض النقود في الاقتصاد الليبي (1992-2017)

مليون دينار

السنوات	عرض النقود
1992	5168.2
1993	5384.9

1994	6057.4
1995	6372.4
1996	6718
1997	7021.6
1998	7187.7
1999	7948.2
2000	7433
2001	7703.8
2002	8774.2
2003	9029.2
2004	10836.6
2005	14028.1
2006	16343
2007	22837.5
2008	34414.6
2009	38169.4
2010	41321.2
2011	53437.1
2012	59213.7
2013	64299.4
2014	66732.7

2015	76783
2016	94609
2017	109089
2018	109559.2
2019	105376.1
2020	122950.3
2021	97335.5

المصدر: إعداد الباحث، استناداً على تقارير ونشرات مصرف ليبيا المركزي.

العلاقة بين التضخم وعرض النقود:

يتكون نموذج الدراسة من الرقم القياسي للأسعار بالاقتصاد الليبي كمتغير تابع، ومتغير عرض النقود بالمفهوم الضيق (M_1) كمتغير مستقل، ويمكن وضع العلاقة في المعادلة التالية:

$$CPI = F(M_1) \quad (1)$$

$$\sum CPI=\beta_0+\beta_1\sum M_1+\mu_t \quad (2)$$

1-اختبار جذر الوحدة (سكون السلاسل الزمنية):

يوضح الجدول رقم (3)، والجدول (4) نتائج اختبارات جذر الوحدة للمتغيرات محل الدراسة، والتي تـ شمل الرقم القيا سي للأ سعار (CPI) وعرض النقود (M_1)، وذ ستنتج من نتائج الجدولان أن السلسلة الزمنية للمتغيرين غير مستقرة في مستواها ؛ ولكنها مستقرة عند أخذ الفروق الأولى، وإنها متكاملة من الدرجة الأولى (1) I.

جدول رقم (3) اختبار جذر الوحدة لديكي-فوللر ADF

الخصائص	مستوى المعنوية والاختبارات	Intercept	Trend and	None	القرار

		intercept				
	-1.952473	-3.562882	-2.960411	5٪	القيم الحرجة Critical values ADF	المتغيرات
غير مستقرة	1.626902	-2.047938	-0.202658	قيمة(t)	المستوى	cpi
مستقرة (1) I	-3.444123	-3.060810	-3.687173	قيمة(t)	الفرق الأول	
غير مستقرة	1.537424	-1.933699	0.076464	قيمة(t)	المستوى	M_1
مستقرة (1) I	-3.543754	-4.298102	-4.222817	قيمة(t)	الفرق الأول	

حسبت باستخدام برنامج Eviews 12

جدول رقم (4) اختبار جذر الوحدة Phillips–Perron test

القرار	None	Trend and intercept	intercept	مستوى المعنوية والاختبارات	الخصائص	
	-1.952066	-3.562882	-2.960411	5٪	القيم الحرجة Critical values pp	المتغيرات
غير مستقرة	1.877459	-1.549873	-0.271915	قيمة(t)	المستوى	cpi
مستقرة (1) I	-3.338912	-4.011530	-3.437090	قيمة(t)	الفرق الأول	
غير مستقرة	1.377557	-1.908581	0.029891	قيمة(t)	المستوى	M_1
مستقرة (1) I	-3.857954	-4.575964	-4.638402	قيمة(t)	الفرق الأول	

حسبت باستخدام برنامج Eviews 12

2-اختبار السببية:

تدل نتائج اختبار السببية في الجدول رقم (5) على رفض فرضية العدم عند مستوى المعنوية 5% ،عند اختبار اتجاه سببية عرض النقود على التضخم، اما فرضية العدم لاتجاه سببية التضخم على عرض النقود فقد تم قبولها وتؤكد هذه النتيجة عدم وجود سببية متبادلة الاتجاه بين عرض النقود والتضخم وان هنالك اتجاه للسببية في اتجاه واحد فقط من عرض النقود الى التضخم مما يعني ان التغير في حجم عرض النقود يساعد في تفسير التغير الذي يحدث في التضخم وليس العكس.

جدول رقم(5) نتائج اختبار سببية جرانجر

Pairwise Granger Causality Tests
Sample: 1992 2021
Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
M1 does not Granger Cause CPI	28	6.51646	0.0172
CPI does not Granger Cause M1		0.11191	0.7408

تحديد فترة الإبطاء:

خلال اجراء اختبار عدد فترات التباطؤ اتضح أن خمسة معايير LR,FPE,AIC,SC,HQ ، اختارت فترة إبطاء واحدة؛ وعليه سوف يتم التقدير لاختبار التكامل المشترك في إطار VAR في إطار فترة واحدة.

2- اختبار التكامل المشترك (العلاقة بين المتغيرات في المدى الطويل):

منهجية التكامل المشترك لمعرفة طبيعة العلاقة التوازنية بين المتغيرات في المدى الطويل وتشير نتائج اختبار جوهانسون الواردة في الجدول رقم (6) سواء في ظل (Trace) و (Maximal Eigenvalue Test) عند مستوى معنوية 5٪ إلى رفض فرضية العدم، وهو ما يعني وجود علاقة للتكامل المشترك بين المتغيرات، حيث إن عدد متجهات التكامل المشترك هو (r=1) عند مستوى معنوية 5٪ أي توجد بين المتغيرين علاقة توازنيه طويلة الأجل، بمعنى أنها لا تبتعد كثيراً عن بعضها

البعض في المدى الطويل بحيث تظهر سلوكاً متشابهاً، وبالتالي يمكن تأكيد وجود علاقة بين المتغيرين في المدى الطويل، وهذه العلاقة تمثله المعادلة التالية:

$$CPI = 0.002490\ (M_1) \qquad (3)$$

وهو ما يدل على وجود علاقة طردية تربط بين التضخم بعرض النقود، حيث ارتفاع عرض النقود بمقدار دينار واحد تؤدي إلى زيادة التضخم بمقدار 0.002490 دينار على المدى الطويل.

جدول رقم (6) اختبار التكامل المشترك

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.433698	17.13549	15.49471	0.0281
At most 1	0.063887	1.782525	3.841465	0.1818

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

3-نتائج نموذج تصحيح الخطأ:

بعد التأكد من وجود التكامل المشترك تأتي الخطوة التالية والمتمثلة بتصميم نموذج انحدار ذاتي، وكانت نتائج نموذج تصحيح الخطأ كما هي مبينة في الجدول رقم(7) التالي:

الجدول (7) Vector Error Correction Estimates

Cointegrating Eq:	CointEq1	
DCPI(-1)	1.000000	
DM1(-1)	0.000161	
	(0.00080)	
	[0.20028]	
C	-7.780577	
Error Correction:	D(DCPI)	D(DM1)
CointEq1	-0.817447	-332.1766
	(0.32929)	(90.7951)
	[-2.48248]	[-3.65853]
D(DCPI(-1))	-0.278250	-68.03322
	(0.39427)	(108.713)
	[-0.70573]	[-0.62580]
D(DCPI(-2))	0.390558	554.7568
	(0.36600)	(100.917)
	[1.06711]	[5.49715]
D(DM1(-1))	0.003222	0.443981
	(0.00124)	(0.34110)
	[2.60465]	[1.30162]
D(DM1(-2))	0.000426	-0.888164
	(0.00133)	(0.36562)
	[0.32111]	[-2.42918]

C	-1.149427	17.70793
	(3.82531)	(1054.76)
	[-0.30048]	[0.01679]
R-squared	0.557525	0.814925
Adj. R-squared	0.446907	0.768656
Sum sq. resids	7069.518	5.37E+08
S.E. equation	18.80095	5184.032
F-statistic	5.040066	17.61283
Log likelihood	-109.7633	-255.8685
Akaike AIC	8.904867	20.14373
Schwarz SC	9.195197	20.43406
Mean dependent	-0.088462	-997.3000
S.D. dependent	25.28021	10778.01
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.70E+09
Determinant resid covariance		1.60E+09
Log likelihood		-349.2717
Akaike information criterion		27.94397
Schwarz criterion		28.62141
Number of coefficients		14

وبالنظر إلى النتائج في الجدول رقم (7) نلاحظ أن قيمة معامل التكييف أي المعلمة المقدرة لحد التصحيح في معادلة عرض النقود معنوية وسالبة؛ إذ بلغت 0.81- وهذا يعني أن حد تصحيح الخطأ يساعد على تفسير التغيرات في كمية التضخم؛ ما يعني وجود علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من عرض النقود إلى التضخم ، ويمكن تفسيرها اقتصاديا بأن هناك ما نسبته 81٪ من الانحراف في التوازن على المدى الطويل يمكن تعديلها خلال فترة تساوى 1.2 عام وشهرين، كما نلاحظ من خلال معادلة التقدير التالية رقم (4) وجود علاقة طردية بين التضخم للعام الحالي عرض النقود للعام السابق بمستوى معنوية يقارب 5٪، ما يعني أن الارتفاع الذي حصل في العام السابق $(m_1)_{-1}$ بدينار واحد ترتب عليه تزايداً في التضخم مقداره 0.320 دينار.

D(DCPI) = -0.731*(DCPI(-1) - 0.00250*DM1(-1) + 3.642) - 0.3207*D(DCPI(-1)) + 0.001396*D(DM1(-1)) - 1.068

الجدول (7) Vector Error Correction Estimates

Cointegrating Eq:	CointEq1	
DCPI(-1)	1.000000	
DM1(-1)	0.000161 (0.00080) [0.20028]	
C	-7.780577	
Error Correction:	**D(DCPI)**	**D(DM1)**
CointEq1	-0.817447 (0.32929) [-2.48248]	-332.1766 (90.7951) [-3.65853]
D(DCPI(-1))	-0.278250 (0.39427) [-0.70573]	-68.03322 (108.713) [-0.62580]
D(DCPI(-2))	0.390558 (0.36600) [1.06711]	554.7568 (100.917) [5.49715]
D(DM1(-1))	0.003222 (0.00124) [2.60465]	0.443981 (0.34110) [1.30162]
D(DM1(-2))	0.000426 (0.00133) [0.32111]	-0.888164 (0.36562) [-2.42918]
C	-1.149427 (3.82531) [-0.30048]	17.70793 (1054.76) [0.01679]

R-squared	0.557525	0.814925
Adj. R-squared	0.446907	0.768656
Sum sq. resids	7069.518	5.37E+08
S.E. equation	18.80095	5184.032
F-statistic	5.040066	17.61283
Log likelihood	-109.7633	-255.8685
Akaike AIC	8.904867	20.14373
Schwarz SC	9.195197	20.43406
Mean dependent	-0.088462	-997.3000
S.D. dependent	25.28021	10778.01

Determinant resid covariance (dof adj.)	2.70E+09
Determinant resid covariance	1.60E+09
Log likelihood	-349.2717
Akaike information criterion	27.94397
Schwarz criterion	28.62141
Number of coefficients	14

وتـ شير الاختبارات الإحـ صائية للنموذج المقدر جودة النموذج المقدر من قيمة معامل R2 والبالغة 0.55٪، أما الاختبارات القياسية أو اختبارات التشخيص للحكم على مدى اجتياز النموذج للمشاكل القيا سية ؛ فقد أو ضحت النتائج بأن النموذج المقدر خالٍ من مـ شكلة الارتباط الذاتي بدلالة اختبار (VEC Residual Serial Correlation LM Tests) إذ إن قيمة كل الاحتمالات غير معنوية عند مـ ستوى 5٪ وبالتالي نقبل الفر ضية العدمية لا يوجد ارتباط ذاتي كما هو مو ضح بالجدول رقم(8).

الجدول (8) VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1992 2021

Included observations: 26

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.899775	4	0.2977	1.277265	(4, 34.0)	0.2981

2	4.190012	4	0.3809	1.080989	(4, 34.0)	0.3813

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.899775	4	0.2977	1.277265	(4, 34.0)	0.2981
2	7.336356	8	0.5008	0.933612	(8, 30.0)	0.5039

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

كذلك أثبتت نتائج اختبار (Jarque-Bere) أن حدود الخطأ تتبع التوزيع الطبيعي كما مو ضح بالجدول رقم (9).

الجدول (9) VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Sample: 1992 2021

Included observations: 26

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.286968	0.356852	1	0.5503
2	0.025868	0.002900	1	0.9571
Joint		0.359751	2	0.8354

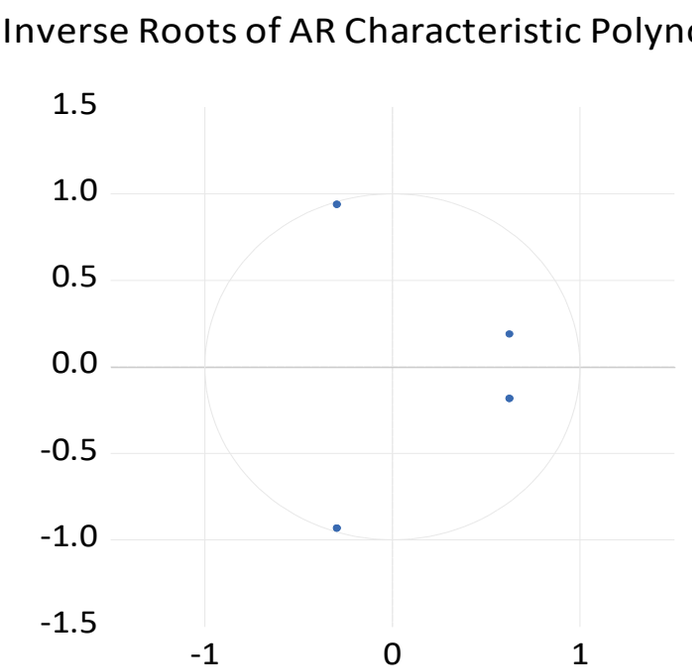
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.986810	0.000188	1	0.9890
2	2.473639	0.300143	1	0.5838

Joint	0.300332	2	0.8606

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.357040	2	0.8365
2	0.303043	2	0.8594
Joint	0.660083	4	0.9562

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

وللتأكد من استقرارية نموذج ECM المقدر نلاحظ من خلال الدائرة الأحادية كما هو موضح بالشكل رقم (3) أن كل الجذور تقع داخل دائرة الوحدة؛ بذلك يمكن اعتماد أن النموذج مستقر.



الشكل رقم (3)

النتائج:

1-وجود علاقة سببية قصيرة الاجل تتجه من عرض النقود نحو التضخم ممثلا بالمستوى العام للأسعار

2- وجود علاقة طردية تربط بين التضخم وعرض النقود، حيث ارتفاع عرض النقود بمقدار دينار واحد يؤدي إلى زيادة التضخم بمقدار 0.002490 دينار على المدى الطويل.

3-. قيمة معامل التكييف أي المعلمة المقدرة لحد التصحيح في معادلة عرض النقود معنوية و سالبة؛ إذ بلغت 0.81- وهذا يعني أن حد تصحيح الخطأ يساعد على تفسير التغيرات في كمية التضخم؛ ما يعني وجود علاقة سببية في الأجل الطويل تتجه من عرض النقود إلى التضخم

4- أوضحت الاختبارات القياسية أو اختبارات التشخيص للحكم على مدى اجتياز النموذج للمشاكل القياسية .

التوصيات:

1- استخدام أدوات السياسة المالية والنقدية الفعالة في مكافحة التضخم وكبح جماحه.

2-تنويع مصادر الدخل وتشجيع القطاع الخاص للنهوض بالقطاع الإنتاجي.

3- تطوير المؤسسات المالية وتفعيل سوق المال الليبي.

قائمة المراجع

أولا: المراجع العربية:

1-مصرف ليبيا المركزي، التقارير السنوية، طرابلس: ادارة البحوث والإحصاء، الاعداد من 1992 حتى 2021، والنشرات الاقتصادية ، والإحصاءات النقدية والمالية خلال الفترة (1966-2017).

2- البنك الدولي، https://data.albankaldawli.org

ثانيا: المرجع الأجنبية:

1- Damodar N. Gujarati, Dawn C.Porter, BASIC ECONOMETRICS, Fifth Edition,2008

2- Divid Begg and Stanley Fisher and others, Economic,(London, Mc Graw-Hill company Eruope,1997.

3- Frankel, J. A. (1998). Preventing Bank Crises: Lessons from Recent Global Bank failures, the World Bank, Washington D.C.

4- Gardner Ackley, Macro Economics: theory and policy,(Collier Macmillan publishers) LONDON,1978.

5- Gorden. Robert. J.(1976).recent development in the theory of inflation and employment. Journal of monetary economics. Volume 2.April 1976.

6- Prepared by Brieuc Monfort and Santiago Peña, IMF Working Paper, Inflation Determinants in Paraguay: Cost Push versus, Authorized for distribution by Martin Cerisola ,December 2008.

7- T.T sethi monetary Economics,(new-Delhi and company LTD,1996

8- Tomas Mayer and Other, Money, Banking and Economy,(New-york:ww.Norton and company,1984.

9- Vymyatnina, Y. (2006). How much control does Bank of Russia have over money supply? Research in International Business and Finance, 20(2), 131-144

الملاحق

السنوات	M_1	CPI
1992	5168.2	-
1993	5384.9	11.1
1994	6057.4	14.8
1995	6372.4	11.6
1996	6718	12.2
1997	7021.6	13.2
1998	7187.7	5.0
1999	7948.2	1.5
2000	7433	2.9-
2001	7703.8	9.2-

9.6-	8774.2	2002
2.0-	9029.2	2003
1.0	10836.6	2004
3.0	14028.1	2005
1.4	16343	2006
6.2	22837.5	2007
10.4	34414.6	2008
2.4	38169.4	2010
2.4	41321.2	2011
15.9	53437.1	2012
6.1	59213.7	2013
2.6	64299.4	2014
2.4	66732.7	2015
9.9	76783	2016
25.9	94609	2017
28.5	109089	2018
13.6	109559.2	2019
2.2-	105376.1	2020
1.4	122950.3	2021