

ANEXOS

ANEXO 1

Verificación de distribución normal: Prueba Jarque-Vera

Inflación promedio

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 1

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 31.7 Chi(2) 1.3e-07

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Se rechaza la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie de la inflación no sigue una distribución normal.

Tasa de desempleo

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 2

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 11.5 Chi(2) .0032

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Se rechaza la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie de la Tasa de Desempleo no sigue una distribución normal.

Tasa de interés de los depósitos en el sistema financiero

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal.

Figura 3

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 3.963 Chi(2) .1378
Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie tasa de Interés de los depósitos en el sistema financiero sigue una distribución normal.

Nivel de precio promedio de Argentina y Brasil

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 4

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 1.495 Chi(2) .4736
Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie niveles de precios de Argentina y Brasil sigue una distribución normal.

Índice internacional de precios de los alimentos

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 5

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 2.477 Chi(2) .2898
Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie Índice internacional de los precios de los alimentos sigue una distribución normal.

Temperatura promedio

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 6

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 1.582 Chi(2) .4535

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie temperatura promedio de Paraguay sigue una distribución normal.

En resumen, de todas las pruebas de normalidad realizadas se verificó que dos de las series no siguen una distribución normal en este caso la serie de la inflación y la tasa de desempleo. En siguiente apartado se aplicará el logaritmo natural a las series que no siguen una distribución normal, para evaluar si adquieren propiedades de normalidad, así mismo, se logaritmizarán las series restantes para confirmar si mantienen sus propiedades.

ANEXO 2

Verificación de distribución normal, valores logaritmizados: Prueba Jarque-Vera

Logaritmo de la inflación promedio

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 7

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: .814 Chi(2) .6656

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie logaritmo de la inflación sigue una distribución normal.

Logaritmo de la tasa de desempleo

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 8

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 2.295 Chi(2) .3174
Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie logaritmo de tasa de desempleo sigue una distribución normal.

Logaritmo de la tasa de interés de los depósitos en el sistema financiero

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 9

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 2.361 Chi(2) .3072
Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie logaritmo de la tasa de interés de los depósitos en el sistema financiero sigue una distribución normal.

Logaritmo del nivel de precios promedio de Argentina y Brasil

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 10

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 1.475 Chi(2) .4784
Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie logaritmo de los niveles de precios de Argentina y Brasil sigue una distribución normal.

Logaritmo del índice internacional de precios de los alimentos

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 11

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 2.245 Chi(2) .3254

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie logaritmo del índice internacional de precios de los alimentos sigue una distribución normal.

Logaritmo de la temperatura promedio

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 12

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 1.517 Chi(2) .4683

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie logaritmo de la temperatura promedio de Paraguay sigue una distribución normal.

Finalmente, de este apartado se puede afirmar: (i) que las series logaritmo de la inflación y logaritmo de la tasa de desempleo siguen una distribución normal, y (ii) que las series logaritmo de la tasa de interés de los depósitos en el sistema financiero, logaritmo del nivel de precio promedio de Argentina y Brasil, logaritmo del índice internacional de los precios de los alimentos y logaritmo de la temperatura ambiental promedio mantienen sus propiedades de normalidad al ser logaritimizadas. Por lo tanto, considerando los dos hallazgos anteriores para la investigación se partirá de un modelo en logaritmo, de manera a salvar los problemas de falta de distribución normal en algunas series.

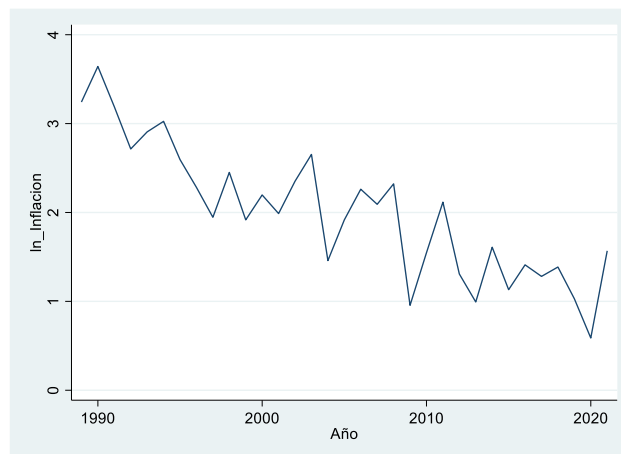
ANEXO 3

Evaluación inicial de Estacionariedad

Variable: Logaritmo de la inflación promedio en niveles

Gráfico 1

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Tabla 1

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1992 - 2021 Number of obs = 30

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-28.3681				.414791	1.95787	1.97281	2.00458
1	-19.9543	16.828	1	0.000	.253077	1.46362	1.4935	1.55703
2	-18.5965	2.7156	1	0.099	.247229	1.43977	1.48459	1.57989
3	-14.3815	8.4299*	1	0.004	.199719*	1.22544*	1.2852*	1.41226*

Endogenous: ln_inflacion
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Evaluación de estacionariedad para la inflación en niveles

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller con tendencia y con 3 rezagos ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este número de rezagos. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 2

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs		=	29
		Interpolated Dickey-Fuller			
	Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical	
	Statistic	Value	Value	Value	
Z(t)	-2.810	-4.343	-3.584	-3.230	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.1934					

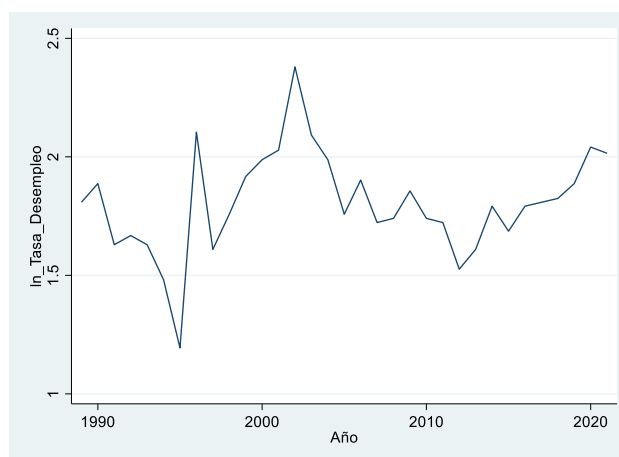
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

En este contexto, dado que la serie de logaritmo de la inflación promedio muestra una clara tendencia, lo cual significa que las propiedades de la serie no son constantes a lo largo del tiempo y podría indicar no estacionariedad. Por las razones mencionadas, se consideró a la misma como una serie en niveles, de esta manera, al evaluar el p-valor se verificó que el mismo es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, por lo tanto, se confirma que la serie del logaritmo de la inflación promedio no es estacionaria en niveles.

Variable: Logaritmo de la tasa de desempleo en niveles

Gráfico 2

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Tabla 3

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1992 - 2021 Number of obs = 30

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	2.64556				.052468	-.109704	-.094762	-.062998
1	5.49999	5.7089*	1	0.017	.046374*	-.233333*	-.203449*	-.139919*
2	6.47824	1.9565	1	0.162	.046463	-.231883	-.187057	-.091763
3	6.51675	.07702	1	0.781	.049585	-.167784	-.108016	.019043

Endogenous: ln_Tasa_Desempleo
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Evaluación de estacionariedad para el logaritmo de la tasa de desempleo

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo, donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC y SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 1 rezago ya que la mayoría de los criterios coinciden en este número de rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 4

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 31

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.097	-3.709	-2.983	-2.623

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2459

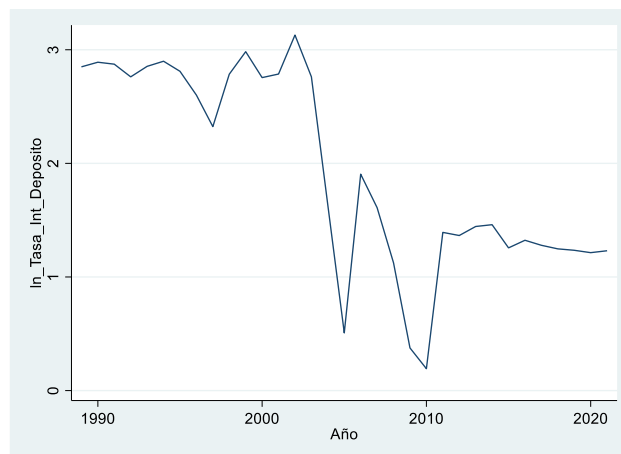
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

El p-valor es mayor que el nivel de significancia de 0,01;0,05 y 0,10 con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie no es estacionaria en niveles.

Variable: Logaritmo de la tasa de interés de los depósitos del sistema financiero en niveles

Gráfico 3

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Tabla 5

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1992 - 2021 Number of obs = 30

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-37.6223				.768715	2.57482	2.58976	2.62152
1	-20.2634	34.718*	1	0.000	.258347*	1.48423*	1.51411*	1.57764*
2	-20.1839	.159	1	0.690	.274828	1.5456	1.59042	1.68572
3	-18.6359	3.0961	1	0.078	.265213	1.50906	1.56883	1.69588

Endogenous: ln_Tasa_Int_Deposito
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Evaluación de estacionariedad de la tasa de interés en el sistema financiero

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 1 rezagos ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este número de rezagos. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $H1: \gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 6

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 31		
		Interpolated Dickey-Fuller		
Test Statistic		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.738	-3.709	-2.983	-2.623
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.4118				

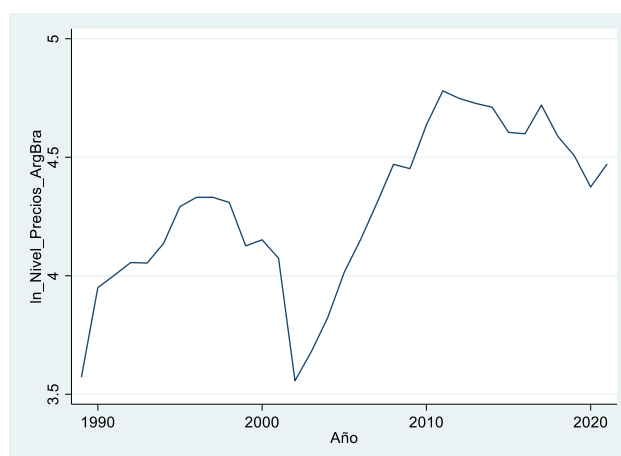
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

El p-valor es mayor que los nivel de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10 con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie no es estacionaria en niveles.

Variable: Logaritmo del nivel de precios promedio de Argentina y Brasil en niveles

Gráfico 4

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Tabla 7

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria						Number of obs = 30		
Sample: 1992 - 2021								
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-7.85013				.105627	.590008	.60495	.636715
1	16.8208	49.342*	1	0.000	.021802*	-.988056*	-.958173*	-.894643*
2	17.7916	1.9416	1	0.163	.021855	-.986109	-.941283	-.845989
3	17.8302	.07719	1	0.781	.023323	-.922015	-.862248	-.735189

Endogenous: ln_Nivel_Precios_ArgBra
Exogenous: cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial.

Evaluación de estacionariedad del logaritmo del nivel de precios promedio de Argentina y Brasil en niveles

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 1 rezago ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 8

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 31		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.525	-3.709	-2.983	-2.623
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.5212				

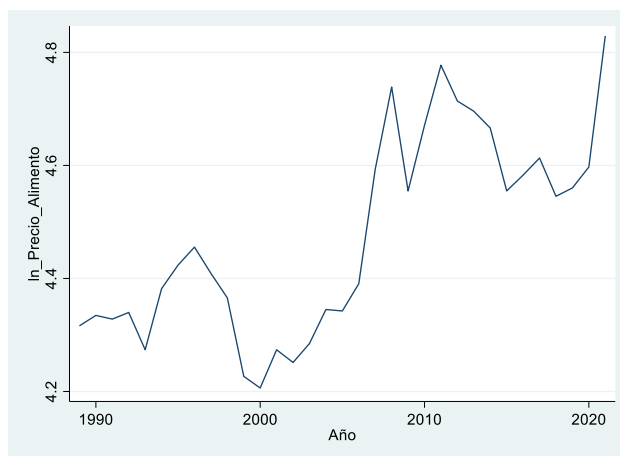
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

El p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie no es estacionaria en niveles.

Variable: Logaritmo del índice internacional de precio de los alimentos en niveles

Gráfico 5

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

Tabla 8

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1992 - 2021 Number of obs = 30

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	9.46062				.03331	-.564041	-.5491	-.517335
1	29.8554	40.79*	1	0.000	.009144*	-1.85703*	-1.82714*	-1.76361*
2	29.933	.15528	1	0.694	.009728	-1.79554	-1.75071	-1.65542
3	30.3976	.92912	1	0.335	.010091	-1.75984	-1.70007	-1.57301

Endogenous: ln_Precio_Alimento
Exogenous: _cons

Fuente: Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

Evaluación de estacionariedad del logaritmo del índice internacional de los precios de los alimentos

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 1 rezago ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 9

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 31

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-0.891	-3.709	-2.983	-2.623

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7909

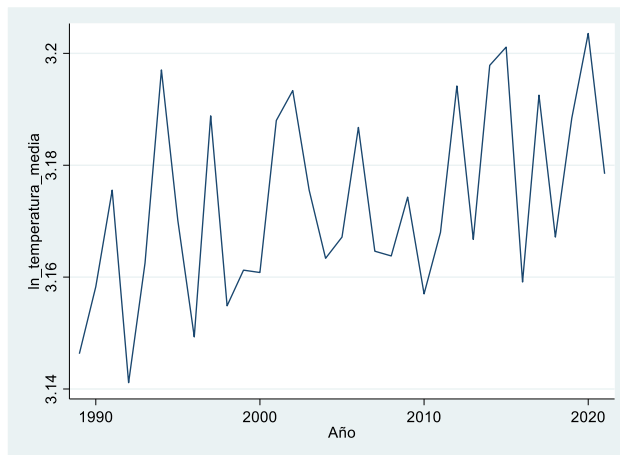
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

El p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie no es estacionaria en niveles.

Variable: Logaritmo de la temperatura promedio en niveles

Gráfico 6

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Tabla 10

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1992 - 2021

Number of obs = 30

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	80.5579				.000291*	-5.30386*	-5.28892*	-5.25716*
1	80.5638	.01177	1	0.914	.000311	-5.23759	-5.20771	-5.14418
2	80.6496	.17146	1	0.679	.000331	-5.17664	-5.13181	-5.03652
3	82.7252	4.1512*	1	0.042	.000308	-5.24835	-5.18858	-5.06152

Endogenous: ln_promedio_temperatura_media
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Evaluación de estacionariedad del logaritmo de la temperatura promedio

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y sin rezago ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 11

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 32	
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-5.547	-3.702	-2.622
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000			

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

El p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, con lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie es estacionaria en niveles.

En resumen, se verificó: que el logaritmo de la inflación promedio, el logaritmo de la tasa de desempleo, el logaritmo de la tasa de interés de los depósitos del sistema financiero, el logaritmo del nivel de precios promedio de Argentina y Brasil, el logaritmo del índice de precio de los alimentos no son estacionarias en niveles y (i) la serie logaritmo de la temperatura promedio es estacionaria en niveles.

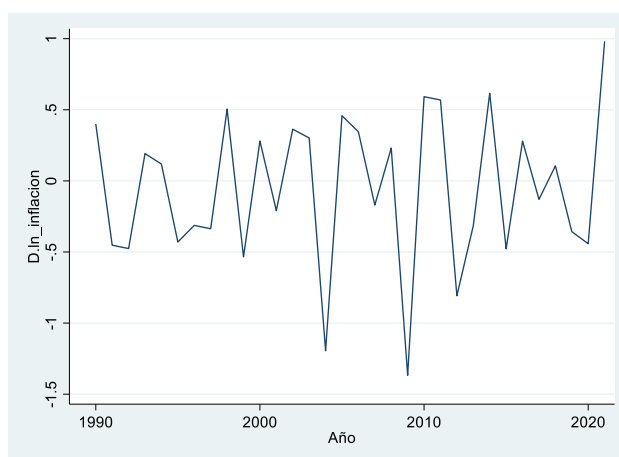
Dado los resultados se analizarán todas series en primera diferencia para confirmar si las series se vuelven estacionarias y/o conservan sus propiedades, de manera a continuar con el análisis integración.

Evaluación final de Estacionariedad

Variable: Logaritmo de la inflación promedio primera diferencia

Gráfico 7

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Tabla 12

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1994 - 2021 Number of obs = 28

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-22.8134				.320816	1.70096	1.71551	1.74854
1	-20.0233	5.5802	1	0.018	.282369	1.57309	1.60219	1.66825
2	-15.4549	9.1368	1	0.003	.218965	1.31821	1.36184	1.46094
3	-14.0764	2.757	1	0.097	.213368	1.29117	1.34935	1.48149
4	-11.5488	5.0553*	1	0.025	.191675*	1.18205*	1.25478*	1.41995*

Endogenous: D.ln_inflacion
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Evaluación de estacionariedad para la inflación en primera diferencia

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 4 rezagos ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este número de rezagos. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 13

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 27

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.841	-3.736	-2.994	-2.628

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0526

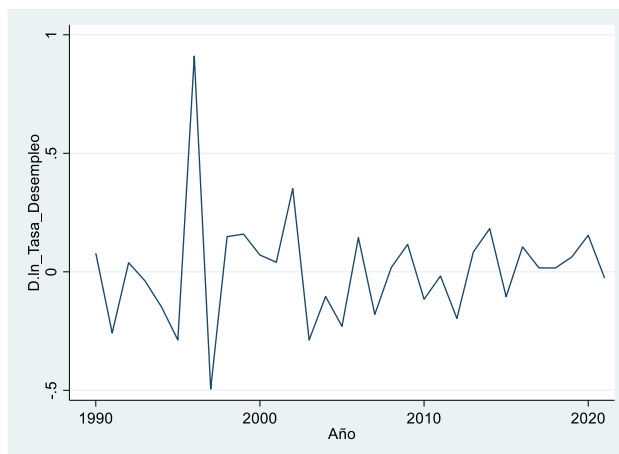
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

El p-valor muestra que es menor que los niveles de significancia de 0,10 con lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, lo cual confirma que la serie es estacionaria en primera diferencia.

Variable: Logaritmo de la tasa de desempleo en primera diferencia

Gráfico 8

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Tabla 14

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1993 - 2021 Number of obs = 29

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-.098023				.063157	.075726	.090492	.122874
1	3.80404	7.8041*	1	0.005	.051712*	-.124417*	-.094884*	-.030121*
2	4.38105	1.154	1	0.283	.05327	-.095245	-.050946	.0462
3	4.38357	.00505	1	0.943	.057122	-.026453	.032612	.16214

Endogenous: D.ln_Tasa_Desempleo
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Evaluación de estacionariedad para el logaritmo de la tasa de desempleo

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo, donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC y SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 1 rezago ya que la mayoría de los criterios coinciden en este número de rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 15

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs	=	30
		Interpolated Dickey-Fuller		
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-5.480	-3.716	-2.986	-2.624
Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000				

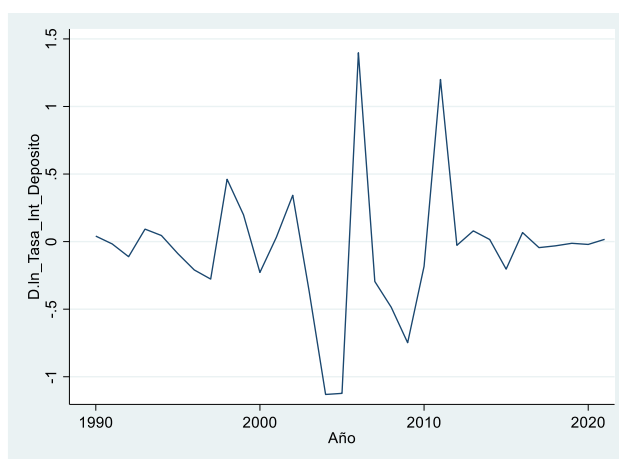
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

El p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01;0,05 y 0,10 con lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie es estacionaria en primera diferencia.

Variable: Logaritmo de la tasa de interés de los depósitos del sistema financiero en primera diferencia

Gráfico 9

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Tabla 16

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria								
Sample: 1993 - 2021								Number of obs = 29
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-21.5842				.277948	1.55753	1.5723*	1.60468*
1	-21.5785	.01129	1	0.915	.297735	1.62611	1.65564	1.7204
2	-19.3653	4.4265*	1	0.035	.27398	1.54243	1.58673	1.68388
3	-18.3489	2.0327	1	0.154	.273952*	1.5413*	1.60037	1.7299

Endogenous: D.ln_Tasa_Int_Deposito
Exogenous: cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Evaluación de estacionariedad de la tasa de interés en el sistema financiero

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y sin rezago. En este contexto, la elección del número óptimo de rezago cuando en presencia existe disparidad de criterios, es así que optó por los criterios de HQIC y SBIC los cuales ajustan mejor el número de rezagos, puesto que criterios FPE y AIC tienen a sobrestimar el número de rezagos; a continuación, la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 17

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 31		
		Interpolated Dickey-Fuller		
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-5.493	-3.709	-2.983	-2.623
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000				

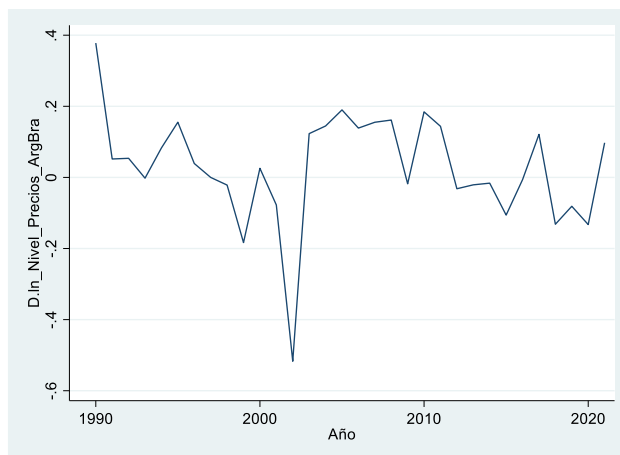
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

El p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10 con lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie es estacionaria en primera diferencia.

Variable: Logaritmo del nivel de precios promedio de Argentina y Brasil en primera diferencia

Gráfico 10

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Tabla 18

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1993 - 2021 Number of obs = 29

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	14.8506				.022527*	-.955213*	-.940447*	-.908065*
1	15.3906	1.0801	1	0.299	.023257	-.923491	-.893958	-.829195
2	15.3943	.00741	1	0.931	.024924	-.854781	-.810482	-.713336
3	15.5894	.39016	1	0.532	.026374	-.799269	-.740204	-.610676

Endogenous: D.ln_Nivel_Precios_ArgBra
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Evaluación de estacionariedad del logaritmo del nivel de precios promedio de Argentina y Brasil

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y sin rezago ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este número de rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 19

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 31

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.942	-3.709	-2.983

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

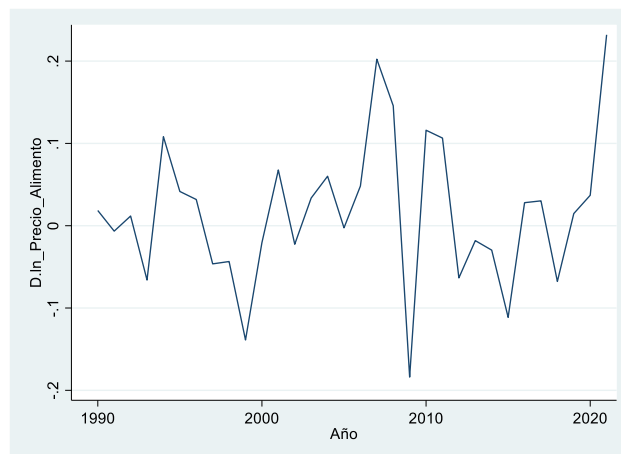
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

El p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, con lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie es estacionaria en primera diferencia.

Variable: Logaritmo del índice de precio internacional de los alimentos

Gráfico 11

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

Tabla 20

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1993 - 2021

Number of obs = 29

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	27.9784				.00911*	-1.86058*	-1.84581*	-1.81343*
1	27.9905	.02412	1	0.877	.009754	-1.79245	-1.76292	-1.69815
2	28.6356	1.2902	1	0.256	.010001	-1.76797	-1.72367	-1.62653
3	29.0783	.88541	1	0.347	.010403	-1.72954	-1.67047	-1.54095

Endogenous: D.In_Precio_Alimento
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

Evaluación de estacionariedad del logaritmo del índice internacional de los precios de los alimentos

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 1 rezago ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 21

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Dickey-Fuller test for unit root				Number of obs	=	31
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller		
Z(t)	-4.683	-3.709	-2.983	-2.623		

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0001

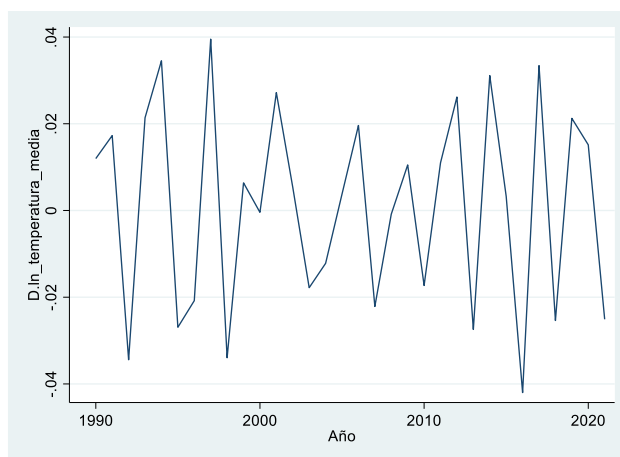
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

El p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, con lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie es estacionaria en primera diferencia.

Variable: Logaritmo de la temperatura promedio en primera diferencia

Gráfico 12

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Tabla 22

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria						Number of obs	=	29
Sample: 1993 - 2021								
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	68.1743				.00057	-4.63271	-4.61794	-4.58556
1	71.8896	7.4307	1	0.006	.000472	-4.81997	-4.79044	-4.72568
2	77.9061	12.033*	1	0.001	.000334*	-5.16594*	-5.12164*	-5.0245*
3	78.0093	.20624	1	0.650	.000356	-5.10409	-5.04502	-4.91549

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Evaluación de estacionariedad del logaritmo de la temperatura promedio

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 2 rezagos ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este número de rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

$H_0: \gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

$H_1: \gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 23

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root				Number of obs	=	29
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller					
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value			
Z(t)	-4.662	-3.723	-2.989	-2.625		

Mackinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0001

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

El p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, con lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie es estacionaria en primera diferencia.

En resumen, se confirmó que todas las variables que no eran estacionarias en niveles se vuelven estacionarias en primera diferencia, asimismo la variable que era estacionaria en niveles mantiene su propiedad en primera diferencia. Por lo tanto, las series poseen el mismo nivel de integración, integradas de orden 1, con lo cual se puede avanzar al siguiente paso el cual es análisis de cointegración.

ANEXO 4

Análisis de Cointegración

Para evaluar la cointegración entre las series se realiza la identificación de los rezagos óptimos y la prueba de Johansen, cuyos resultados se muestran a continuación.

Tabla 24

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria								Number of obs	=	31
Sample: 1991 - 2021										
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC		
0	74.4274				4.9e-10	-4.41467	-4.3242	-4.13713		
1	162.449	176.04	36	0.000	1.8e-11*	-7.7709	-7.13758*	-5.82807*		
2	201.04	77.182*	36	0.000	2.0e-11	-7.93807*	-6.76192	-4.32997		

Endogenous: ln_inflacion ln_Tasa_Desempleo ln_Tasa_Int_Deposito
ln_Nivel_Precios_ArgBra ln_Precio_Alimento
ln_temperatura_media
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Se identifican un rezago óptimo, esta decisión obedece que la mayoría de criterios coinciden en este número de rezagos.

Tabla 25

Prueba de cointegración de Johansen

Johansen tests for cointegration					
Trend: constant			Number of obs =		32
Sample: 1990 - 2021			Lags =		1
maximum				trace	5%
rank	parms	LL	eigenvalue	statistic	critical
0	6	91.887705	.	148.0748	94.15
1	17	118.57015	0.81131	94.7099	68.52
2	26	137.36782	0.69114	57.1146	47.21
3	33	152.63068	0.61478	26.5889*	29.68
4	38	160.4243	0.38560	11.0016	15.41
5	41	165.83633	0.28698	0.1775	3.76
6	42	165.9251	0.00553		

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

El estadístico de traza en $r = 0$ de 148.07 supera su valor crítico de 94.15, lo cual lleva a rechazar la hipótesis nula de que no hay ecuaciones de cointegración.

Seguidamente, se verifico que el estadístico de traza en $r = 1$ con un valor de 94.70 supera su valor crítico de 68.52, lo cual lleva a rechazar la hipótesis nula de que hay uno o menos ecuaciones de cointegración.

Se verificó que el estadístico de traza en $r = 2$ con un valor de 57.11 supera su valor crítico de 47.21, lo cual lleva a rechazar la hipótesis nula de que hay dos o menos ecuaciones de cointegración.

Finalmente, el estadístico de traza en $r = 3$ con un valor de 26.58 es menor que su valor crítico de 29.68, y no se puede rechazar la hipótesis nula de que hay tres o menos ecuaciones de cointegración, es decir, al menos existen 3 ecuaciones de cointegración. Por lo tanto, las series están cointegradas y comparten una tendencia común en el largo plazo.

A partir de los resultados de la cointegración se confirma la presencia de las relaciones causales de largo plazo la cuales serán analizadas inicialmente por el modelo de regresión de Mínimos Cuadrados Ordinarios, el cual se muestra a continuación.

Tabla 26

Resultado de la regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	33
Model	13.6056672	5	2.72113343	F(5, 27)	=	17.38
Residual	4.22704037	27	.156557051	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7630
				Adj R-squared	=	0.7191
Total	17.8327075	32	.557272111	Root MSE	=	.39567

ln_inflacion	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_Tasa_Desempleo	-1.056868	.3621383	-2.92	0.007	-1.799914	-.3138217
ln_Tasa_Int_Deposito	.5060729	.1229537	4.12	0.000	.2537928	.7583531
ln_Nivel_Precios_ArgBra	-1.349487	.3985819	-3.39	0.002	-2.167309	-.5316642
ln_Precio_Alimento	1.533698	.8000755	1.92	0.066	-.107921	3.175318
ln_Temperatura	-9.924675	4.295311	-2.31	0.029	-18.73793	-1.111424
_cons	33.34178	13.58101	2.46	0.021	5.475852	61.2077

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Inicialmente se verifica que los coeficientes de manera individual y agregada son estadísticamente significativos. Sin embargo, para continuar con la interpretación de los resultados se hace necesario aplicar pruebas de validez y endogeneidad al modelo, la cuales se muestran a continuación.

ANEXO 5

Pruebas de validez

Prueba de especificación del modelo: Ramsey

H0: el modelo no tiene variables omitidas

H1: el modelo tiene variables omitidas

Tabla 27

Resultado de la prueba de Ramsey

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ln_inflacion
 H0: model has no omitted variables
 F(3, 24) = 0.46
 Prob > F = 0.7115

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

El p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, no se puede rechazar la hipótesis nula de que el modelo no tiene variables omitidas. Por lo tanto, el modelo está correctamente especificado.

Prueba de estabilidad de los parámetros: CUSMQ o CUSUM CUADRADO

H0: No hay cambio estructural

H1: Hay cambio estructural

Tabla 28

Resultado de la prueba de CUSMQ o CUSUM CUADRADO

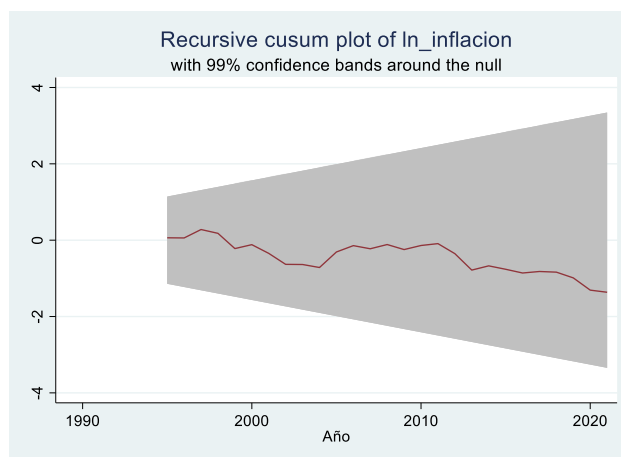
Cumulative sum test for parameter stability				
Sample:	1989 -	2021	Number of obs =	33
Ho: No structural break				
Statistic	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
recursive	0.4548	1.1430	0.9479	0.850

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

El t estadístico resulta menor que el valor crítico, por ello, no se puede rechazar la hipótesis nula de que no existe cambio estructural con un nivel de significancia inferior a 0,01. Por lo tanto, no se identifica cambios estructurales en la regresión lo que significa que los parámetros son estables.

Gráfico 13

Resultado gráfico de la prueba CUSUMQ o CUSUM CUADRADO



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

En el grafico recursivo de CUSUMQ se observa que los valores se encuentran dentro de la banda de confianza con un 0,99. Por lo tanto, el modelo es estable.

Prueba de autocorrelación: Breusch-Godfrey

H0: Los errores no poseen autocorrelación serial

H1: Los errores poseen autocorrelación serial

Tabla 29

Resultado de la prueba de autocorrelación de Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(<i>p</i>)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.269	1	0.6039

H0: no serial correlation

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Según el análisis del p-valor no se puede rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación serial porque el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, el modelo no tiene autocorrelación.

Prueba de Heteroscedasticidad: White

H0: Homocedasticidad

H1: Heteroscedasticidad

Tabla 30

Resultado de la prueba de heteroscedasticidad de White

White's test for Ho: homoskedasticity
against Ha: unrestricted heteroskedasticity

chi2(20) = 12.66
Prob > chi2 = 0.8913

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	12.66	20	0.8913
Skewness	3.02	5	0.6967
Kurtosis	0.03	1	0.8580
Total	15.72	26	0.9428

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Según el análisis del p-valor no se puede rechazar la hipótesis de homocedasticidad porque el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, el modelo no tiene heteroscedasticidad.

Se puede afirmar que el modelo que aplica Mínimos Cuadrados Ordinarios es válido para explicar las relaciones causales, sin embargo, este modelo podría ser endógeno, específicamente en 2 variables: (i) en la relación entre la inflación y la tasa de desempleo, puesto que la elevada inflación puede ser

consecuencia del bajo desempleo, pero el bajo desempleo también puede ser consecuencia de la elevada inflación, y (ii) en la relación entre la inflación y la expectativas de inflación (tasa de interés del sistema financiero) puesto que los agentes económicos fijarían la tasa de interés en base a su percepción de inflación futura, lo cual llevar al Banco Central a responder con el incremento de la tasa de política monetaria generando efectivamente inflación, lo cual vuela a alimentar las expectativas de inflación de los agentes económicos generándose un ciclo inflacionario.

Para solucionar esta situación se recurrirá a la utilización de variables instrumentales mediante el Método Generalizado de Momentos, donde los instrumentos seleccionados para la tasa de desempleo serán:

el rezago de la tasa de desempleo para un periodo, (ii) la tasa de variación del gasto público en relación al PIB y (ii) la tasa variación de la tasa de participación laboral.

Y los instrumentos para las expectativas de inflación (tasa de interés del sistema financiero) serán:

(i) la tasa de variación de la oferta monetaria (M0), y (ii) la tasa de variación del Producto Interno Bruto.

Todas las variables instrumentales serán expresadas en términos logarítmicos, y deberán cumplir el criterio de validez y exogeneidad para que sean confiables, lo cual se explica a continuación:

ANEXO 6

5.1. Prueba de validez de instrumentos: Hansen's

H0: Los instrumentos son válidos

H1: Los instrumentos no son válidos

Figura 13

Resultado de la prueba de valide de Hansen's

Test of overidentifying restriction:

$$\text{Hansen's } J \chi^2(3) = 1.63581 \quad (p = 0.6513)$$

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Según el análisis del p-valor no se puede rechazar la hipótesis nula ya que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, los instrumentos son válidos, cumpliéndose así la condición de validez instrumental.

5.2. Prueba de exogeneidad de instrumentos: Condición de Ortogonalidad

H0: Los instrumentos para la tasa de desempleo son exógenos

H1: Los instrumentos para la tasa de desempleo no son exógenos

Figura 14

Resultado de la prueba de ortogonalidad: Tasa de desempleo

Test of endogeneity (orthogonality conditions)

Ho: variables are exogenous

GMM C statistic $\chi^2(1) = .632138$ ($p = 0.4266$)

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Según el análisis del p-valor no se puede rechazar la hipótesis nula ya que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, los instrumentos para la tasa de desempleo son exógenos, cumpliéndose así la condición de exogeneidad para esta variable.

Figura 15

Resultado de la prueba de ortogonalidad: Tasa de Interés

Test of endogeneity (orthogonality conditions)

Ho: variables are exogenous

GMM C statistic $\chi^2(1) = .186546$ ($p = 0.6658$)

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Según el análisis del p-valor no se puede rechazar la hipótesis nula ya que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, los instrumentos para la tasa de interés (tasa de interés de depósito del sistema financiero) son exógenos, cumpliéndose así la condición de exogeneidad para esta variable.

Se confirma que los instrumentos utilizados para las variables tasa de desempleo y tasa de interés de los depósitos en el sistema financiero cumplen con el principio validez y exogeneidad, por lo tanto, son adecuadas para resolver la endogeneidad de modelo y genera estimaciones insesgadas. Seguidamente, se expondrán los resultados de la aplicación del Método Generalizado de Momentos, y finalmente se aplicará la correlación de Pearson con el análisis del p-valor entre el residuo de la regresión y las variables independientes para confirmar definitivamente la solución de la endogeneidad.

Método Generalizado de Momentos

Tabla 31

Resultado de la regresión por el Método Generalizado de Momentos con la utilización de las variables instrumentales

Instrumental variables (GMM) regression Number of obs = 31
 Wald chi2(5) = 96.30
 Prob > chi2 = 0.0000
 R-squared = 0.7236
 GMM weight matrix: Robust Root MSE = .3448

ln_inflacion	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
ln_Tasa_Desempleo	-1.513191	.4387908	-3.45	0.001	-2.373205	-.6531767
ln_Tasa_Int_Dep	.5160144	.2279208	2.26	0.024	.0692977	.962731
ln_Nivel_Precios_ArgBra	-1.583219	.4058188	-3.90	0.000	-2.378609	-.7878285
ln_Precio_Alimento	1.666819	.7744474	2.15	0.031	.1489301	3.184708
ln_Temperatura	-7.555037	3.330035	-2.27	0.023	-14.08179	-1.028288
_cons	27.01334	10.69021	2.53	0.012	6.060913	47.96577

Instrumented: ln_Tasa_Desempleo ln_Tasa_Int_Dep
 Instruments: ln_Nivel_Precios_ArgBra ln_Precio_Alimento ln_Temperatura
 L.ln_Tasa_Desempleo D.ln_GP_PIB D.ln_Tasa_participacion D.ln_M0
 D.PIB_Paraguay_Constante

. estat firststage, all

First-stage regression summary statistics

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(4,22)	Prob > F
ln_Tasa_De~o	0.5005	0.3188	0.3708	6.67768	0.0011
ln_Tasa_In~p	0.6749	0.5567	0.3010	4.71404	0.0067

Shea's partial R-squared

Variable	Shea's Partial R-sq.	Shea's Adj. Partial R-sq.
ln_Tasa_De~o	0.3279	0.1234
ln_Tasa_In~p	0.2662	0.0429

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Evaluación de Endogeneidad: Matriz de correlación Pearson y p-valor entre el residuo de MGM, la tasa de desempleo y tasa de interes de depósito del sistema financiero.

Tabla 32

Matriz de correlación de Pearson entre el residuo de la regresión y las variables independientes

	ln_res~l	ln_Ta~eo	ln_Tas~p	ln_Niv~a	ln_Tem~a	ln_Pr~to
ln_residuo~l	1.0000					
ln_Tasa_De~o	-0.2875 0.2473	1.0000				
ln_Tasa_In~p	-0.2641 0.2897	0.0629 0.7282	1.0000			
ln_Nivel_P~a	0.2016 0.4224	-0.3679 0.0352	-0.6545 0.0000	1.0000		
ln_Tempera~a	-0.1614 0.5222	0.0461 0.7989	-0.1832 0.3074	0.2338 0.1903	1.0000	
ln_Precio~to	0.1267 0.6165	-0.2113 0.2378	-0.7452 0.0000	0.8264 0.0000	0.2201 0.2184	1.0000

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Al evaluar el residuo de la regresión por MGM que utiliza los instrumentos seleccionados no se encuentra correlación estadísticamente significativa entre el logaritmo, de la tasa desempleo y el residuo de la regresión y la tasa de interés y el residuo de la regresión

Finalmente, los resultados confirman que el modelo que utiliza MGM con los instrumentos seleccionados es insesgado y confiable, el cual se utilizará para interpretaciones.

ANEXO 7

Verificación de distribución normal: Prueba Jarque-Vera

Inflación promedio

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 16

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 31.7 Chi(2) 1.3e-07
Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Se rechaza la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01;0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie de la inflación no sigue una distribución normal.

Tasa de desempleo

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 17

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 11.5 Chi(2) .0032

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Se rechaza la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie de la Tasa de Desempleo no sigue una distribución normal.

Tasa de interés de los depósitos en el sistema financiero

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 18

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 3.963 Chi(2) .1378

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie tasa de Interés de los depósitos en el sistema financiero sigue una distribución normal.

Nivel de precio promedio de Argentina y Brasil

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 19

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 1.495 Chi(2) .4736

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie niveles de precios de Argentina y Brasil sigue una distribución normal.

Índice internacional de precios de los alimentos

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 20

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 2.477 Chi(2) .2898

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie Índice internacional de los precios de los alimentos sigue una distribución normal.

Temperatura promedio

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 21

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 1.582 Chi(2) .4535

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie temperatura promedio de Paraguay sigue una distribución normal.

En resumen, de todas las pruebas de normalidad realizadas se verificó que dos de las series no siguen una distribución normal en este caso la serie de la inflación y la tasa de desempleo. En siguiente apartado se aplicará el logaritmo natural a las series que no siguen una distribución normal, para evaluar si adquieren propiedades de normalidad, así mismo, se logaritmizarán las series restantes para confirmar si mantienen sus propiedades.

Verificación de distribución normal, valores logaritmizados: Prueba Jarque-Vera

Logaritmo de la inflación promedio

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 22

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: .814 Chi(2) .6656

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01;0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie logaritmo de la inflación sigue una distribución normal.

Logaritmo de la tasa de desempleo

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 23

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 2.295 Chi(2) .3174

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01;0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie logaritmo de tasa de desempleo sigue una distribución normal.

Logaritmo de la tasa de interés de los depósitos en el sistema financiero

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal.

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal.

Figura 24

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 2.361 Chi(2) .3072
Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie logaritmo de la tasa de interés de los depósitos en el sistema financiero sigue una distribución normal.

Logaritmo del nivel de precios promedio de Argentina y Brasil

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 25

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 1.475 Chi(2) .4784
Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie logaritmo de los niveles de precios de Argentina y Brasil sigue una distribución normal.

Logaritmo del índice internacional de precios de los alimentos

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 26

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 2.245 Chi(2) .3254
Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie logaritmo del índice internacional de precios de los alimentos sigue una distribución normal.

Logaritmo de la temperatura promedio

H0: Los errores son consistentes con una distribución normal

H1: Los errores no son consistentes con una distribución normal

Figura 27

Resultado de la Prueba de Normalidad

Jarque-Bera normality test: 1.517 Chi(2) .4683

Jarque-Bera test for Ho: normality:

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial.

No se puede rechazar la hipótesis nula de distribución normal puesto que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, la serie logaritmo de la temperatura promedio de Paraguay sigue una distribución normal.

Finalmente, de este apartado se puede afirmar: (i) que las series logaritmo de la inflación y logaritmo de la tasa de desempleo siguen una distribución normal, y (ii) que las series logaritmo de la tasa de interés de los depósitos en el sistema financiero, logaritmo del nivel de precio promedio de Argentina y Brasil, logaritmo del índice internacional de los precios de los alimentos y logaritmo de la temperatura ambiental promedio mantienen sus propiedades de normalidad al ser logaritimizadas. Por lo tanto, considerando los dos hallazgos anteriores para la investigación se partirá de un modelo en logaritmo, de manera a salvar los problemas de falta de distribución normal en algunas series.

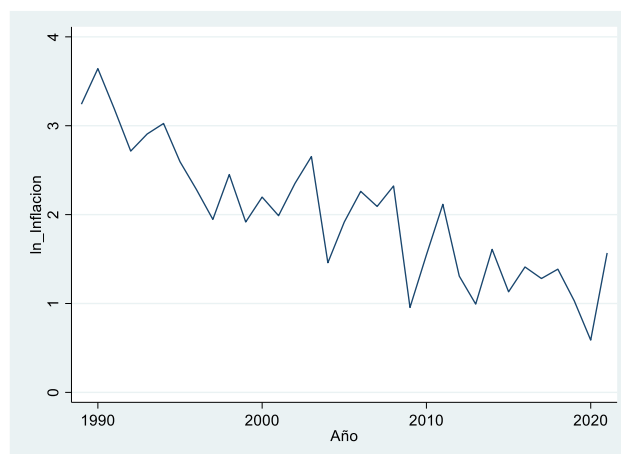
ANEXO 8

Evaluación inicial de Estacionariedad

Variable: Logaritmo de la inflación promedio en niveles

Gráfico 14

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Tabla 33

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1992 - 2021 Number of obs = 30

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-28.3681				.414791	1.95787	1.97281	2.00458
1	-19.9543	16.828	1	0.000	.253077	1.46362	1.4935	1.55703
2	-18.5965	2.7156	1	0.099	.247229	1.43977	1.48459	1.57989
3	-14.3815	8.4299*	1	0.004	.199719*	1.22544*	1.2852*	1.41226*

Endogenous: ln_Inflacion
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Evaluación de estacionariedad para la inflación en niveles

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller con tendencia y con 3 rezagos ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este número de rezagos. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 34

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs =		29
		Interpolated Dickey-Fuller		
Test		1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic		Value	Value	Value
Z(t)	-2.810	-4.343	-3.584	-3.230
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.1934				

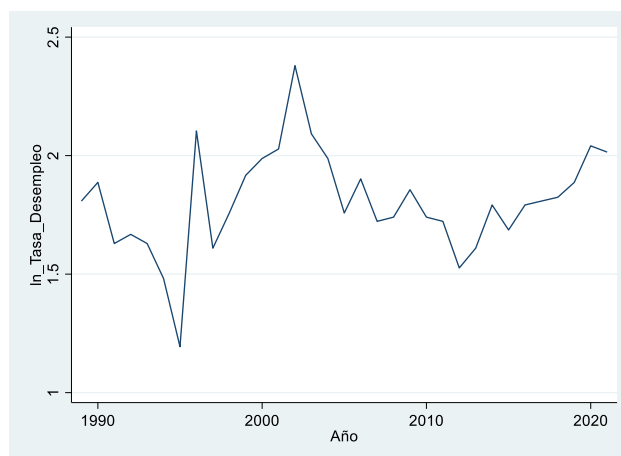
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

En este contexto, dado que la serie de logaritmo de la inflación promedio muestra una clara tendencia, lo cual significa que las propiedades de la serie no son constantes a lo largo del tiempo y podría indicar no estacionariedad. Por las razones mencionadas, se consideró a la misma como una serie en niveles, de esta manera, al evaluar el p-valor se verificó que el mismo es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, por lo tanto, se confirma que la serie del logaritmo de la inflación promedio no es estacionaria en niveles.

Variable: Logaritmo de la tasa de desempleo en niveles

Gráfico 15

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Tabla 35

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1992 - 2021 Number of obs = 30

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	2.64556				.052468	-.109704	-.094762	-.062998
1	5.49999	5.7089*	1	0.017	.046374*	-.233333*	-.203449*	-.139919*
2	6.47824	1.9565	1	0.162	.046463	-.231883	-.187057	-.091763
3	6.51675	.07702	1	0.781	.049585	-.167784	-.108016	.019043

Endogenous: ln_Tasa_Desempleo
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Evaluación de estacionariedad para el logaritmo de la tasa de desempleo

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo, donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC y SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 1 rezago ya que la mayoría de los criterios coinciden en este número de rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 36

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 31

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.097	-3.709	-2.983	-2.623

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2459

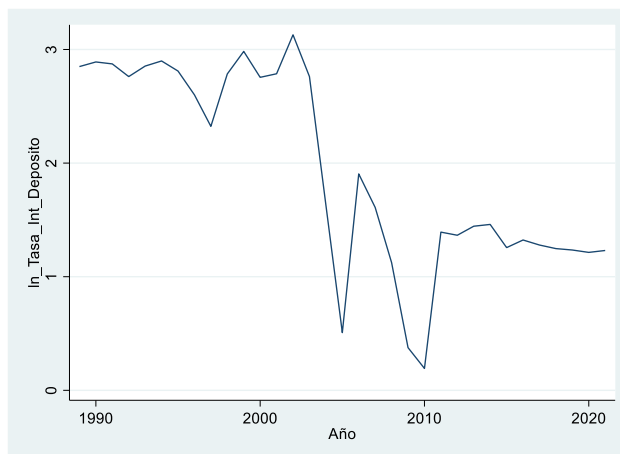
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

El p-valor es mayor que el nivel de significancia de 0,01;0,05 y 0,10 con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie no es estacionaria en niveles.

Variable: Logaritmo de la tasa de interés de los depósitos del sistema financiero en niveles

Gráfico 16

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Tabla 37

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1992 - 2021
Number of obs = 30

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-37.6223				.768715	2.57482	2.58976	2.62152
1	-20.2634	34.718*	1	0.000	.258347*	1.48423*	1.51411*	1.57764*
2	-20.1839	.159	1	0.690	.274828	1.5456	1.59042	1.68572
3	-18.6359	3.0961	1	0.078	.265213	1.50906	1.56883	1.69588

Endogenous: ln_Tasa_Int_Deposito
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Evaluación de estacionariedad de la tasa de interés en el sistema financiero

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 1 rezagos ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este número de rezagos. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 38

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 31	
Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.738	-3.709	-2.983
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.4118			

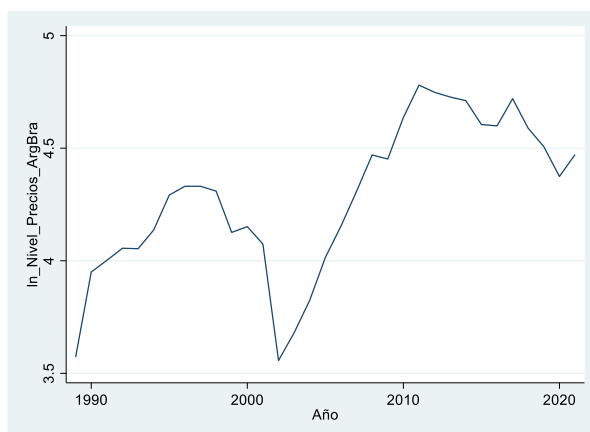
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

El p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10 con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie no es estacionaria en niveles.

Variable: Logaritmo del nivel de precios promedio de Argentina y Brasil en niveles

Gráfico 17

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Tabla 39

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria		Number of obs = 30	
Sample: 1992 - 2021			
lag	LL	LR	df
0	-7.85013		
1	16.8208	49.342*	1
2	17.7916	1.9416	1
3	17.8302	.07719	1

p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	.105627	.590008	.60495	.636715
1	.021802*	-.988056*	-.958173*	-.894643*
2	.021855	-.986109	-.941283	-.845989
3	.023323	-.922015	-.862248	-.735189

Endogenous:	ln_Nivel_Precios_ArgBra
Exogenous:	_cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Evaluación de estacionariedad del logaritmo del nivel de precios promedio de Argentina y Brasil en niveles

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 1 rezago ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 40

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	31
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller				
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-1.525	-3.709	-2.983	-2.623	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.5212					

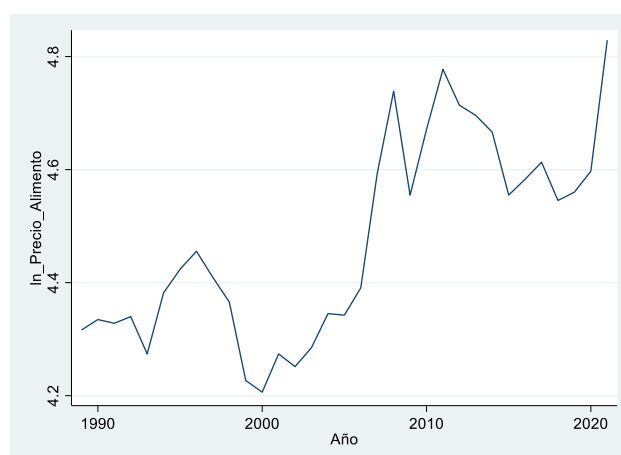
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

El p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie no es estacionaria en niveles.

Variable: Logaritmo del índice internacional de precio de los alimentos en niveles

Gráfico 18

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

Tabla 41

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1992 - 2021 Number of obs = 30

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	9.46062				.03331	-.564041	-.5491	-.517335
1	29.8554	40.79*	1	0.000	.009144*	-1.85703*	-1.82714*	-1.76361*
2	29.933	.15528	1	0.694	.009728	-1.79554	-1.75071	-1.65542
3	30.3976	.92912	1	0.335	.010091	-1.75984	-1.70007	-1.57301

Endogenous: ln_Precio_Alimento
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

Evaluación de estacionariedad del logaritmo del índice internacional de los precios de los alimentos

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 1 rezago ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 42

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 31

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-0.891	-3.709	-2.983	-2.623

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7909

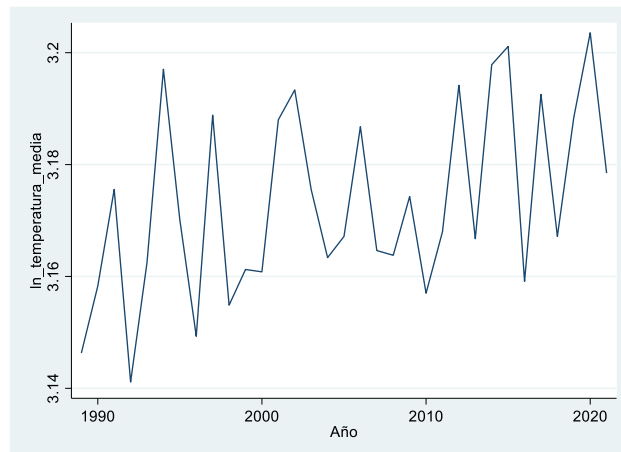
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

El p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, con lo cual no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie no es estacionaria en niveles.

Variable: Logaritmo de la temperatura promedio en niveles

Gráfico 19

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Tabla 43

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1992 - 2021 Number of obs = 30

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	80.5579				.000291*	-5.30386*	-5.28892*	-5.25716*
1	80.5638	.01177	1	0.914	.000311	-5.23759	-5.20771	-5.14418
2	80.6496	.17146	1	0.679	.000331	-5.17664	-5.13181	-5.03652
3	82.7252	4.1512*	1	0.042	.000308	-5.24835	-5.18858	-5.06152

Endogenous: ln_promedio_temperatura_media
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Evaluación de estacionariedad del logaritmo de la temperatura promedio

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y sin rezago ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 44

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs =		32
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-5.547	-3.702	-2.980	-2.622
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000				

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

El p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, con lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie es estacionaria en niveles.

En resumen, se verificó: que el logaritmo de la inflación promedio, el logaritmo de la tasa de desempleo, el logaritmo de la tasa de interés de los depósitos del sistema financiero, el logaritmo del nivel de precios promedio de Argentina y Brasil, el logaritmo del índice de precio de los alimentos no es estacionarias en niveles y (i) la serie logaritmo de la temperatura promedio es estacionaria en niveles.

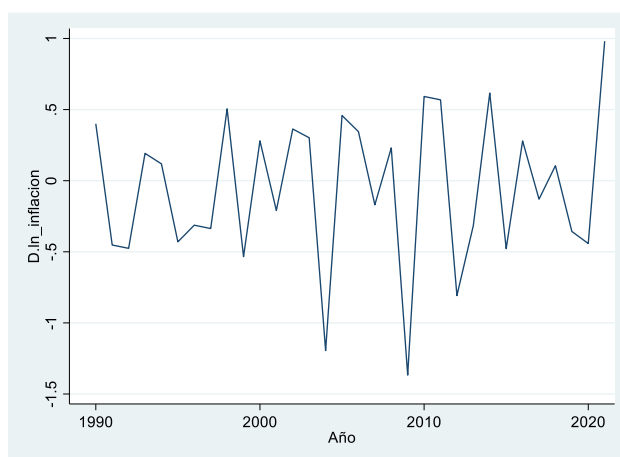
Dado los resultados se analizarán todas series en primera diferencia para confirmar si las series se vuelven estacionarias y/o conservan sus propiedades, de manera a continuar con el análisis integración.

Evaluación final de Estacionariedad

Variable: Logaritmo de la inflación promedio primera diferencia

Gráfico 20

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Tabla 45

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1994 - 2021 Number of obs = 28

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-22.8134				.320816	1.70096	1.71551	1.74854
1	-20.0233	5.5802	1	0.018	.282369	1.57309	1.60219	1.66825
2	-15.4549	9.1368	1	0.003	.218965	1.31821	1.36184	1.46094
3	-14.0764	2.757	1	0.097	.213368	1.29117	1.34935	1.48149
4	-11.5488	5.0553*	1	0.025	.191675*	1.18205*	1.25478*	1.41995*

Endogenous: D.ln_inflacion
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Evaluación de estacionariedad para la inflación en primera diferencia

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 4 rezagos ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este número de rezagos. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 46

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 27

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.841	-3.736	-2.994	-2.628

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0526

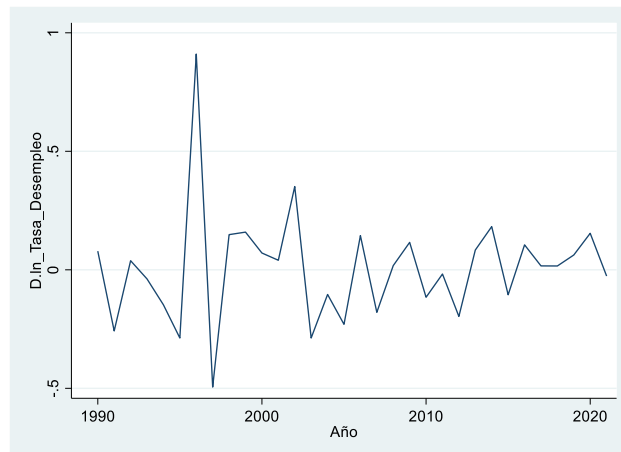
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

El p-valor muestra que es menor que los niveles de significancia de 0,10 con lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, lo cual confirma que la serie es estacionaria en primera diferencia.

Variable: Logaritmo de la tasa de desempleo en primera diferencia

Gráfico 21

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Tabla 47

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1993 - 2021 Number of obs = 29

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-.098023				.063157	.075726	.090492	.122874
1	3.80404	7.8041*	1	0.005	.051712*	-.124417*	-.094884*	-.030121*
2	4.38105	1.154	1	0.283	.05327	-.095245	-.050946	.0462
3	4.38357	.00505	1	0.943	.057122	-.026453	.032612	.16214

Endogenous: D.ln_Tasa_Desempleo
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Evaluación de estacionariedad para el logaritmo de la tasa de desempleo

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo, donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC y SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 1 rezago ya que la mayoría de los criterios coinciden en este número de rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 48

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs =		30
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-5.480	-3.716	-2.986	-2.624
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000				

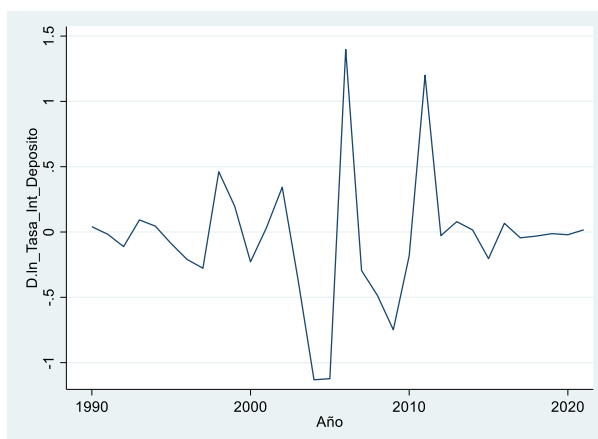
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

El p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01;0,05 y 0,10 con lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie es estacionaria en primera diferencia.

Variable: Logaritmo de la tasa de interés de los depósitos del sistema financiero en primera diferencia

Gráfico 22

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Tabla 49

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria					Number of obs = 29			
Sample: 1993 - 2021								
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-21.5842				.277948	1.55753	1.5723*	1.60468*
1	-21.5785	.01129	1	0.915	.297735	1.62611	1.65564	1.7204
2	-19.3653	4.4265*	1	0.035	.27398	1.54243	1.58673	1.68388
3	-18.3489	2.0327	1	0.154	.273952*	1.5413*	1.60037	1.7299

Endogenous: D.ln_Tasa_Int_Deposito
Exogenous: cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

Evaluación de estacionariedad de la tasa de interés en el sistema financiero

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y sin rezago. En este contexto, la elección del número óptimo de rezago cuando en presencia existe disparidad de criterios, es así que optó por los criterios de HQIC y SBIC los cuales ajustan mejor el número de rezagos, puesto que criterios FPE y AIC tienen a sobrestimar el número de rezagos; a continuación la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $H_1: \gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 50

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 31		
Test Statistic		Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-5.493	-3.709	-2.983	-2.623
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000				

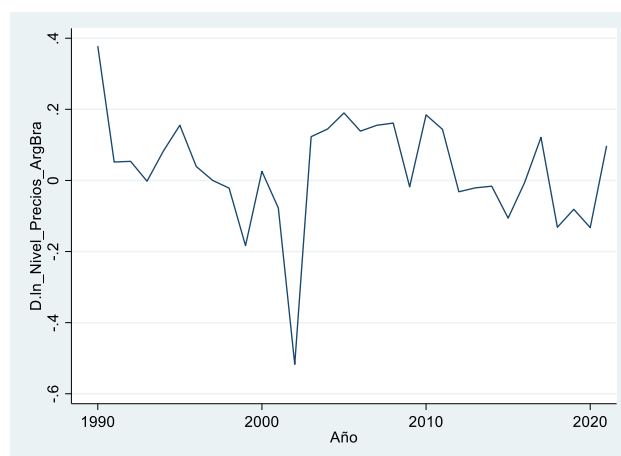
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional.

El p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10 con lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie es estacionaria en primera diferencia.

Variable: Logaritmo del nivel de precios promedio de Argentina y Brasil en primera diferencia

Gráfico 23

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Tabla 51

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1993 - 2021 Number of obs = 29

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	14.8506				.022527*	-.955213*	-.940447*	-.908065*
1	15.3906	1.0801	1	0.299	.023257	-.923491	-.893958	-.829195
2	15.3943	.00741	1	0.931	.024924	-.854781	-.810482	-.713336
3	15.5894	.39016	1	0.532	.026374	-.799269	-.740204	-.610676

Endogenous: D.ln_Nivel_Precios_ArgBra
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Evaluación de estacionariedad del logaritmo del nivel de precios promedio de Argentina y Brasil

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y sin rezago ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este número de rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 52

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 31

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-4.942	-3.709	-2.983	-2.623

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

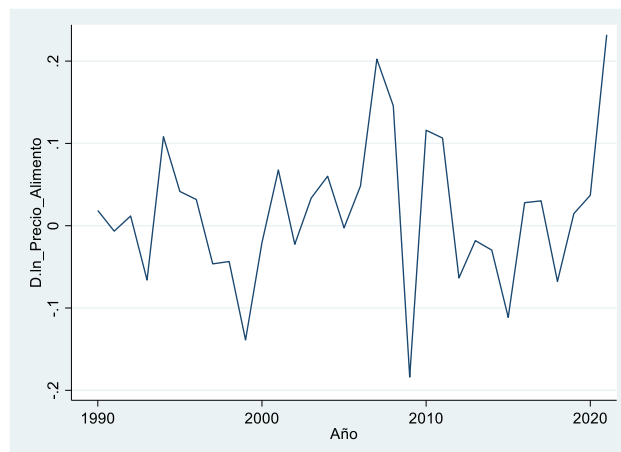
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

El p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, con lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie es estacionaria en primera diferencia.

Variable: Logaritmo del índice de precio internacional de los alimentos

Gráfico 24

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

Tabla 53

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1993 - 2021 Number of obs = 29

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	27.9784				.00911*	-1.86058*	-1.84581*	-1.81343*
1	27.9905	.02412	1	0.877	.009754	-1.79245	-1.76292	-1.69815
2	28.6356	1.2902	1	0.256	.010001	-1.76797	-1.72367	-1.62653
3	29.0783	.88541	1	0.347	.010403	-1.72954	-1.67047	-1.54095

Endogenous: D.In_Precio_Alimento
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

Evaluación de estacionariedad del logaritmo del índice internacional de los precios de los alimentos

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 1 rezago ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

H0: $\gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

H1: $\gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 54

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Dickey-Fuller test for unit root				Number of obs	=	31
	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller				
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value		
Z(t)	-4.683	-3.709	-2.983	-2.623		

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0001

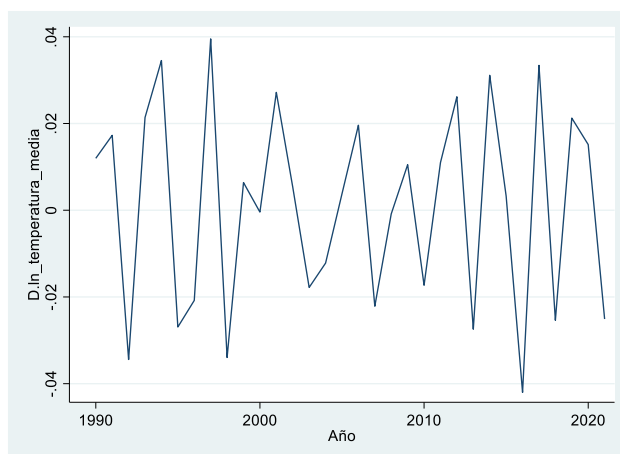
Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

El p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, con lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie es estacionaria en primera diferencia.

Variable: Logaritmo de la temperatura promedio en primera diferencia

Gráfico 25

Comportamiento de la serie en el tiempo



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Tabla 55

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria								Number of obs		=	29
Sample: 1993 - 2021											
lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC			
0	68.1743				.00057	-4.63271	-4.61794	-4.58556			
1	71.8896	7.4307	1	0.006	.000472	-4.81997	-4.79044	-4.72568			
2	77.9061	12.033*	1	0.001	.000334*	-5.16594*	-5.12164*	-5.0245*			
3	78.0093	.20624	1	0.650	.000356	-5.10409	-5.04502	-4.91549			

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

Evaluación de estacionariedad del logaritmo de la temperatura promedio

Según los resultados del análisis gráfico y del análisis de rezago óptimo donde se consideraron los criterios de información de FPE, AIC, HQIC, SBIC, se optó por una prueba de raíz unitaria Dick-Fuller sin tendencia y con 2 rezagos ya que la mayoría de los criterios de información coinciden en este número de rezago. A continuación, la hipótesis y la interpretación de los resultados:

$H_0: \gamma = 0$, la serie tiene una raíz unitaria (no estacionaria)

$H_1: \gamma < 0$, la serie no tiene raíz unitaria (estacionaria)

Tabla 56

Resultado de la prueba de Dick-Fuller

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 29	
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.662	-3.723	-2.989
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0001			

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Banco Mundial

El p-valor es menor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, con lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria. Por lo tanto, la serie es estacionaria en primera diferencia.

En resumen, se confirmó que todas las variables que no eran estacionarias en niveles se vuelven estacionarias en primera diferencia, asimismo la variable que era estacionaria en niveles mantiene su propiedad en primera diferencia. Por lo tanto, las series poseen el mismo nivel de integración, integradas de orden 1, con lo cual se puede avanzar al siguiente paso el cual es análisis de cointegración.

ANEXO 9

Análisis de Cointegración

Para evaluar la cointegración entre las series se realiza la identificación de los rezagos óptimos y la prueba de Johansen, cuyos resultados se muestran a continuación.

Tabla 57

Elección de los rezagos óptimos

Selection-order criteria
Sample: 1991 - 2021 Number of obs = 31

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	74.4274				4.9e-10	-4.41467	-4.3242	-4.13713
1	162.449	176.04	36	0.000	1.8e-11*	-7.7709	-7.13758*	-5.82807*
2	201.04	77.182*	36	0.000	2.0e-11	-7.93807*	-6.76192	-4.32997

Endogenous: ln_inflacion ln_Tasa_Desempleo ln_Tasa_Int_Deposito
ln_Nivel_Precios_ArgBra ln_Precio_Alimento
ln_temperatura_media
Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Se identifican un rezago óptimo, esta decisión obedece que la mayoría de criterios coinciden en este número de rezagos.

Tabla 58

Prueba de cointegración de Johansen

Johansen tests for cointegration
Trend: constant Number of obs = 32
Sample: 1990 - 2021 Lags = 1

maximum rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
0	6	91.887705	.	148.0748	94.15
1	17	118.57015	0.81131	94.7099	68.52
2	26	137.36782	0.69114	57.1146	47.21
3	33	152.63068	0.61478	26.5889*	29.68
4	38	160.4243	0.38560	11.0016	15.41
5	41	165.83633	0.28698	0.1775	3.76
6	42	165.9251	0.00553		

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

El estadístico de traza en $r = 0$ de 148.07 supera su valor crítico de 94.15, lo cual lleva a rechazar la hipótesis nula de que no hay ecuaciones de cointegración.

Seguidamente, se verifico que el estadístico de traza en $r = 1$ con un valor de 94.70 supera su valor crítico de 68.52, lo cual lleva a rechazar la hipótesis nula de que hay uno o menos ecuaciones de cointegración.

Se verificó que el estadístico de traza en $r = 2$ con un valor de 57.11 supera su valor crítico de 47.21, lo cual lleva a rechazar la hipótesis nula de que hay dos o menos ecuaciones de cointegración.

Finalmente, el estadístico de traza en $r = 3$ con un valor de 26.58 es menor que su valor crítico de 29.68, y no se puede rechazar la hipótesis nula de que hay tres o menos ecuaciones de cointegración, es decir, al menos existen 3 ecuaciones de cointegración. Por lo tanto, las series están cointegradas y comparten una tendencia común en el largo plazo.

A partir de los resultados de la cointegración se confirma la presencia de las relaciones causales de largo plazo la cuales serán analizadas inicialmente por el modelo de regresión de Mínimos Cuadrados Ordinarios, el cual se muestra a continuación.

Tabla 59

Resultado de la regresión por Mínimos Cuadrados Ordinarios

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	33
Model	13.6056672	5	2.72113343	F(5, 27)	=	17.38
Residual	4.22704037	27	.156557051	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.7630
				Adj R-squared	=	0.7191
Total	17.8327075	32	.557272111	Root MSE	=	.39567

ln_inflacion	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ln_Tasa_Desempleo	-1.056868	.3621383	-2.92	0.007	-1.799914 - .3138217
ln_Tasa_Int_Deposito	.5060729	.1229537	4.12	0.000	.2537928 .7583531
ln_Nivel_Precios_ArgBra	-1.349487	.3985819	-3.39	0.002	-2.167309 -.5316642
ln_Precio_Alimento	1.533698	.8000755	1.92	0.066	-.107921 3.175318
ln_Temperatura	-9.924675	4.295311	-2.31	0.029	-18.73793 -1.111424
_cons	33.34178	13.58101	2.46	0.021	5.475852 61.2077

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Inicialmente se verifica que los coeficientes de manera individual y agregada son estadísticamente significativos. Sin embargo, para continuar con la interpretación de los resultados se hace necesario aplicar pruebas de validez y endogeneidad al modelo, la cuales se muestran a continuación.

ANEXO 10

Pruebas de validez

Prueba de especificación del modelo: Ramsey

H0: el modelo no tiene variables omitidas

H1: el modelo tiene variables omitidas

Figura 28

Resultado de la prueba de Ramsey

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of ln_inflacion
Ho: model has no omitted variables
F(3, 24) = 0.46
Prob > F = 0.7115
```

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

El p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10, no se puede rechazar la hipótesis nula de que el modelo no tiene variables omitidas. Por lo tanto, el modelo está correctamente especificado.

Prueba de estabilidad de los parámetros: CUSMQ o CUSUM CUADRADO

H0: No hay cambio estructural

H1: Hay cambio estructural

Tabla 61

Resultado de la prueba de CUSMQ o CUSUM CUADRADO

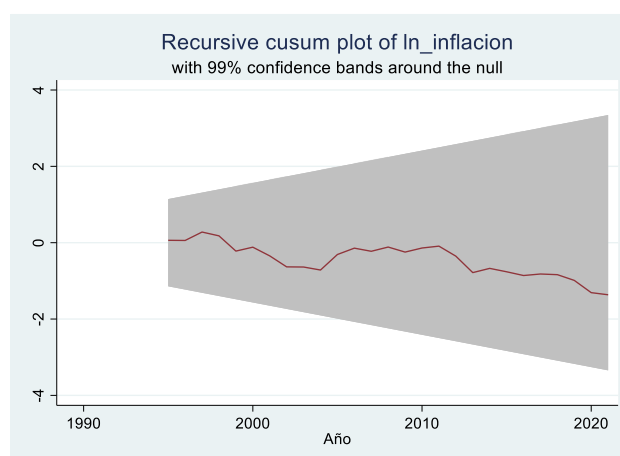
Cumulative sum test for parameter stability				
Sample:	1989 -	2021	Number of obs = 33	
Ho: No structural break				
Statistic	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
recursive	0.4548	1.1430	0.9479	0.850

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

El t estadístico resulta menor que el valor crítico, por ello, no se puede rechazar la hipótesis nula de que no existe cambio estructural con un nivel de significancia inferior a 0,01. Por lo tanto, no se identifica cambios estructurales en la regresión lo que significa que los parámetros son estables.

Gráfico 26

Resultado gráfico de la prueba CUSUMQ o CUSUM CUADRADO



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

En el gráfico recursivo de CUSUMQ se observa que los valores se encuentran dentro de la banda de confianza con un 0,99. Por lo tanto, el modelo es estable.

Prueba de autocorrelación: Breusch-Godfrey

H0: Los errores no poseen autocorrelación serial

H1: Los errores poseen autocorrelación serial

Tabla 62

Resultado de la prueba de autocorrelación de Breusch-Godfrey

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.269	1	0.6039

H0: no serial correlation

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Según el análisis del p-valor no se puede rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación serial porque el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, el modelo no tiene autocorrelación.

Prueba de Heteroscedasticidad: White

H0: Homocedasticidad

H1: Heteroscedasticidad

Tabla 63

Resultado de la prueba de heteroscedasticidad de White

White's test for Ho: homoskedasticity
against Ha: unrestricted heteroskedasticity

chi2(20) = 12.66
Prob > chi2 = 0.8913

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	12.66	20	0.8913
Skewness	3.02	5	0.6967
Kurtosis	0.03	1	0.8580
Total	15.72	26	0.9428

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Según el análisis del p-valor no se puede rechazar la hipótesis de homocedasticidad porque el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, el modelo no tiene heteroscedasticidad.

Se puede afirmar que el modelo que aplica Mínimos Cuadrados Ordinarios es válido para explicar las relaciones causales, sin embargo, este modelo podría ser endógeno, específicamente en 2 variables: (i) en la relación entre la inflación y la tasa de desempleo, puesto que la elevada inflación puede ser consecuencia del bajo desempleo, pero el bajo desempleo también puede ser consecuencia de la elevada inflación, y (ii) en la relación entre la inflación y la expectativas de inflación (tasa de interés del sistema financiero) puesto que los agentes económicos fijarían la tasa de interés en base a su percepción de inflación futura, lo cual llevar al Banco Central a responder con el incremento de la tasa de política monetaria generando efectivamente inflación, lo cual vuela a alimentar las expectativas de inflación de los agentes económicos generándose un ciclo inflacionario.

Para solucionar esta situación se recurrirá a la utilización de variables instrumentales mediante el Método Generalizado de Momentos, donde los instrumentos seleccionados para la tasa de desempleo serán:

el rezago de la tasa de desempleo para un periodo, (ii) la tasa de variación del gasto público en relación al PIB y (iii) la tasa variación de la tasa de participación laboral.

Y los instrumentos para las expectativas de inflación (tasa de interés del sistema financiero) serán:

(i) la tasa de variación de la oferta monetaria (M0), y (ii) la tasa de variación del Producto Interno Bruto.

Todas las variables instrumentales serán expresadas en términos logarítmicos, y deberán cumplir el criterio de validez y exogeneidad para que sean confiables, lo cual se explica a continuación:

ANEXO 11

Prueba de validez de instrumentos: Hansen's

H0: Los instrumentos son válidos

H1: Los instrumentos no son válidos

Figura 29

Resultado de la prueba de valide de Hansen's

Test of overidentifying restriction:

$$\text{Hansen's } J \chi^2(3) = 1.63581 \quad (p = 0.6513)$$

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Según el análisis del p-valor no se puede rechazar la hipótesis nula ya que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, los instrumentos son válidos, cumpliéndose así la condición de validez instrumental.

Prueba de exogeneidad de instrumentos: Condición de Ortogonalidad

H0: Los instrumentos para la tasa de desempleo son exógenos

H1: Los instrumentos para la tasa de desempleo no son exógenos

Figura 30

Resultado de la prueba de ortogonalidad: Tasa de desempleo

Test of endogeneity (orthogonality conditions)

H₀: variables are exogenous

GMM C statistic $\chi^2(1) = .632138$ ($p = 0.4266$)

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Según el análisis del p-valor no se puede rechazar la hipótesis nula ya que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, los instrumentos para la tasa de desempleo son exógenos, cumpliéndose así la condición de exogeneidad para esta variable.

Figura 31

Resultado de la prueba de ortogonalidad: Tasa de Interés

Test of endogeneity (orthogonality conditions)

H₀: variables are exogenous

GMM C statistic $\chi^2(1) = .186546$ ($p = 0.6658$)

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Según el análisis del p-valor no se puede rechazar la hipótesis nula ya que el p-valor es mayor que los niveles de significancia de 0,01; 0,05 y 0,10. Por lo tanto, los instrumentos para la tasa de interés (tasa de interés de depósito del sistema financiero) son exógenos, cumpliéndose así la condición de exogeneidad para esta variable.

Se confirma que los instrumentos utilizados para las variables tasa de desempleo y tasa de interés de los depósitos en el sistema financiero cumplen con el principio validez y exogeneidad, por lo tanto, son adecuadas para resolver la endogeneidad de modelo y genera estimaciones insesgadas. Seguidamente, se expondrán los resultados de la aplicación del Método Generalizado de Momentos, y finalmente se aplicará la correlación de Pearson con el análisis del p-valor entre el residuo de la regresión y las variables independientes para confirmar definitivamente la solución de la endogeneidad.

Método Generalizado de Momentos

Tabla 64

Resultado de la regresión por el Método Generalizado de Momentos con la utilización de las variables instrumentales

Instrumental variables (GMM) regression		Number of obs	=	31
		Wald chi2(5)	=	96.30
		Prob > chi2	=	0.0000
		R-squared	=	0.7236
GMM weight matrix: Robust		Root MSE	=	.3448

ln_inflacion	Robust		z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
ln_Tasa_Desempleo	-1.513191	.4387908	-3.45	0.001	-2.373205	-.6531767
ln_Tasa_Int_Dep	.5160144	.2279208	2.26	0.024	.0692977	.962731
ln_Nivel_Precios_ArgBra	-1.583219	.4058188	-3.90	0.000	-2.378609	-.7878285
ln_Precio_Alimento	1.666819	.7744474	2.15	0.031	.1489301	3.184708
ln_Temperatura	-7.555037	3.330035	-2.27	0.023	-14.08179	-1.028288
_cons	27.01334	10.69021	2.53	0.012	6.060913	47.96577

Instrumented: ln_Tasa_Desempleo ln_Tasa_Int_Dep
Instruments: ln_Nivel_Precios_ArgBra ln_Precio_Alimento ln_Temperatura
L.ln_Tasa_Desempleo D.ln_GP_PIB D.ln_Tasa_participacion D.ln_M0
D.PIB_Paraguay_Constante

. estat firststage, all

First-stage regression summary statistics

Variable	R-sq.	Adjusted R-sq.	Partial R-sq.	Robust F(4,22)	Prob > F
ln_Tasa_De~o	0.5005	0.3188	0.3708	6.67768	0.0011
ln_Tasa_In~p	0.6749	0.5567	0.3010	4.71404	0.0067

Shea's partial R-squared

Variable	Shea's Partial R-sq.	Shea's Adj. Partial R-sq.
ln_Tasa_De~o	0.3279	0.1234
ln_Tasa_In~p	0.2662	0.0429

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura.

Evaluación de Endogeneidad: Matriz de correlación Pearson y p-valor entre el residuo de MGM, la tasa de desempleo y tasa de interés de depósito del sistema financiero.

Tabla 65

Matriz de correlación de Pearson entre el residuo de la regresión y las variables independientes

	ln_res~l	ln_Ta~eo	ln_Tas~p	ln_Niv~a	ln_Tem~a	ln_Pr~to
ln_residuo~l	1.0000					
ln_Tasa_De~o	-0.2875 0.2473	1.0000				
ln_Tasa_In~p	-0.2641 0.2897	0.0629 0.7282	1.0000			
ln_Nivel_P~a	0.2016 0.4224	-0.3679 0.0352	-0.6545 0.0000	1.0000		
ln_Tempera~a	-0.1614 0.5222	0.0461 0.7989	-0.1832 0.3074	0.2338 0.1903	1.0000	
ln_Precio~to	0.1267 0.6165	-0.2113 0.2378	-0.7452 0.0000	0.8264 0.0000	0.2201 0.2184	1.0000

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Fondo Monetario Internacional, el Banco Mundial y la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura

Al evaluar el residuo de la regresión por MGM que utiliza los instrumentos seleccionados no se encuentra correlación estadísticamente significativa entre el logaritmo, de la tasa desempleo y el residuo de la regresión y la tasa de interés y el residuo de la regresión

Finalmente, los resultados confirman que el modelo que utiliza MGM con los instrumentos seleccionados es insesgado y confiable, el cual se utilizará para interpretaciones.