



**ҚАЗАҚСТАН ҰЛТТЫҚ БАНКІ**

## **Теңгенің тең келетін бағамын бағалау**

**Талдама жазба**

**Төлем балансы және валюталық реттеу  
департаменті**

**№ 3 2018 жылғы қазан**

**Чернявский Денис**

## Теңгенің тең келетін бағамын бағалау

Чернявский Денис<sup>1</sup>

Теңгенің тең келетін бағамын бағалау сатып алу мүмкіндігінің теңдестігі (бұдан әрі – СМТ) мен Brent маркалы мұнайдың бағасына негізделген.

СМТ теориясы егер Қазақстандағы инфляция АҚШ-тағы инфляциядан жоғары болса, Қазақстандағы тұтынушылық қоржын Америка қоржынына қарағанда уақыт өте келе қымбаттай бастайды және кәсіпкерлердің/импорттаушылардың АҚШ-та тауарды сатып алып, оны Қазақстанға жеткізу арқылы осы мүмкіндікті пайдалану мүмкіндігін білдіреді. Соңында ҚР тауарлары мен қызметтері қоржыны құнын теңестіру үшін теңге АҚШ долларына қатысты құнсызданады және өзінің тең келетін жағдайына (теңдестігіне)<sup>2</sup> қайтып келеді.

ҚР экономикасының шикізатқа бағытталғанын ескере отырып, және ішкі тұтыну циклы (*үй шаруашылықтарының тұтынуы мен инвестициялар*) мұнай бағасының циклына байланысты болатынын ескере отырып<sup>3</sup>, теңгенің ұзақ мерзімді теңдестігін есептеу осы шикізат тауары бағасының серпінімен толықтыру қажет. Теңгенің өзгермелі айырбастау бағамымен үйлесудегі мұнай бағасының өсуі басқа да тең келетін жағдайларда, төлем балансының ағымдағы шотын жақсартады, ол соңында ұлттық валютаның нығаюына әкеледі.

СМТ-ны есептеу үшін USD/KZT бағамы мен АҚШ-пен және Қазақстандағы тұтынушылық баға индекстері пайдаланылды. Базасы – 2010 жылғы қаңтар. Есептеуді осы жері 2009 жылғы девальвацияға қарай теңгенің салыстырмалы түрдегі тең келетін айырбастау бағамына және Brent маркалы мұнайдың бір баррель үшін \$81,6 орташа мәндегі бағасына қатысты түсіндіріледі (*2010 жылғы қаңтардан бастап 2018 жылғы қыркүйек аралығындағы орташа мән*). Бұл ретте USD/KZT есептеудің бастапқы жері болып ұқсас кезеңдегі орташа мән алынды (1-формула).

$$ER_{PPP} = ER_{KZT}^{\text{USD}}(\text{average } 2010-2018) * \frac{\text{ТБИ}_{2010M1}^{\text{KZT}}}{\text{ТБИ}_{2010M1}^{\text{USA}}} \quad (1)$$

$ER_{PPP}$  – СМТ бойынша бағам;

$ER_{KZT}^{\text{USD}}(\text{average } 2010-2018)$  – USD/KZT 2010-2018 жылдардағы кезеңдегі орташа бағамы;

$\text{ТБИ}_{2010M1}^{\text{KZT}}$  – РК тұтынушылық баға индексі (базасы – 2010 жылғы қаңтар);

$\text{ТБИ}_{2010M1}^{\text{USA}}$  – АҚШ-тың тұтынушылық баға индексі (базасы – 2010 жылғы қаңтар).

<sup>1</sup> Чернявский Денис – Төлем балансы және валюталық реттеу департаменті, Экономикалық талдау басқармасының бастығы.

<sup>2</sup> <https://data.oecd.org/conversion/purchasing-power-parities-ppp.htm>

<sup>3</sup> <http://www.nationalbank.kz/cont/Экономическое%20Исследование%20№4%202017.pdf>

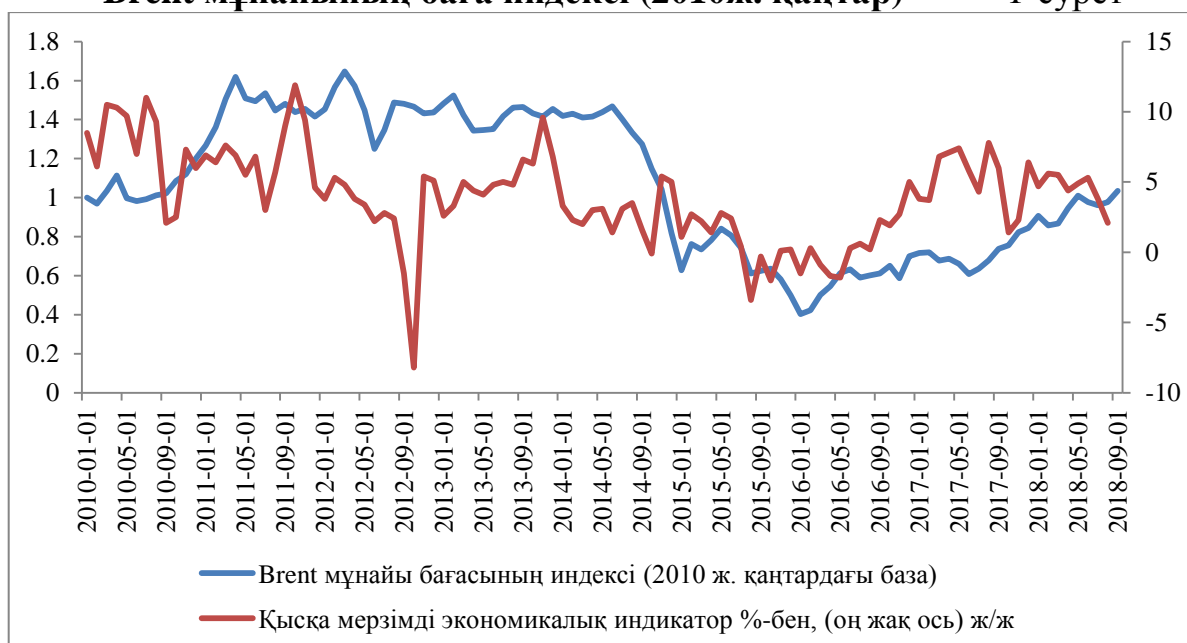
Екінші түсіндіретін айнымалыны - Brent маркалы мұнай бағасын есептеу шикізат елінде негізгі экспорттық тауардың бағасы базистік кезеңдегі бағаға тең келсе, онда теңгенің номиналдық айырбастау бағамы теңдестікке тең келуі тиіс болады деген тәсілге негізделді. Егер баға жоғары болса, онда бағам теңдестікке қатысты нығаяды және базистік кезеңдегіден төмен баға болған кезінде әлсірейді<sup>4</sup>. Осылайша, алынған айнымалы мұнайдың нақты бағасының бір баррель үшін 2010 жылғы \$76.2 деңгейінде болады деп болжанатын болжамды теңдестікке қатысты қозғалысын білдіреді.

Бұл көрсеткішті пайдаланудың экономикалық логикасы мұнай бағасы бір баррельіне \$76,2 астам болғанда номиналды экспорт өсуі есебінен сауда балансы жақсаруына әкеледі. Валюталық түсімнің елге әкелінуі валютаны ұсынуды ұлғайтады және тұрақты сұраныс кезінде теңге нығаядына әкеледі. Мультипликативті, бұл теңгеге сұрасты жасай отырып, ішкі тұтынудың өсуіне әкеп соғады, ол қорытындысында қосымша нығаядына әкеледі. Соған қарамастан, тұтыну мен сұраныстың арнасынан теңгенің нығаяды импорттың өсуімен шектелген, бұл ағымдағы шот бұдан да күшті жақсаруына мүмкіндік бермейді.

Эмпирикалық байланыс 1-суретте берілген. Мұнай бағасы бір баррель үшін \$76.2-ден асқан кезде (2010-2014жж.) қысқа мерзімді экономикалық индикатордың (бұдан әрі – ҚЭИ) орташа өсу қарқыны 4,3%-ды құрады. 2015 жылдан бастап 2016 жылғы тамыз аралығында мұнайдың орташа бағасы бір баррель үшін \$76.2-дан төмен болды, ол аталған кезеңдегі ҚЭИ-дың біршама төмен орташа өсу қарқынында көрсетілді, ол 2,6%-ды құрады.

**Brent мұнайының баға индексі (2010ж. қаңтар)**

1-сурет



Дереккөзі: Thomson Reuters, КС МНЭ

Автор жасады

<sup>4</sup> [http://www.nationalbank.kz/cont/NBRK-WP-2017-7\\_rus.pdf](http://www.nationalbank.kz/cont/NBRK-WP-2017-7_rus.pdf) зерттеуден тәсіл

## Әдіснама

Алынған көрсеткіштер USD/KZT түсіндірмелі айнымалылар ретінде қолданылатын болады. Өйткені мақсаты номиналды айырбастау бағамы мен CMT бойынша бағамның және Brent маркалы мұнай бағасының арасындағы ұзақ мерзімді өзара қарым-қатынастарды табу болып табылады, онда Engle and Granger (1987) тәсілін қолданатын боламыз. Аталған тәсілге сәйкес, бірнеше стационарлық айнымалыларды біріктіру стационарлы болуы мүмкін. Егер аталған біріктіру бар болса, онда бұл айнымалылар сериясы қайта ықпалдастырылған деп аталады. Стационарлы біріктіру деп қайта ықпалдасқан басқаруды айтады, оны айнымалылар арасындағы ұзақ мерзімді байланыс ретінде түсіндіруге болады.

Ол үшін Дикки-Фуллердің тестін пайдалана отырып айнымалыларды стационарлыққа тексереміз. Алынған нәтижелерге сәйкес деректер стационарлы емес болып шықты (1-қосымша, 1-сурет). Қарастырылып отырған айнымалылардың алғашқы алшақтықтары стационарлы (1-қосымша, 2-сурет), ол қайта ықпалдастырылған комбинация болуының алғышарты болып табылуы мүмкін.

Қайта ықпалдасқан байланыстың болуын тексеру үшін жүйелі қайта ықпалдастықтың болуына Йохансан тесті пайдаланылды. Аталған байланыста константтың болуын және трендтің болмауын білдіреді (*тренд CMT және мұнай бағасы индексі бойынша USD/KZT арқылы жуықталады деп пайымдалады*) Тест сенім деңгейі 95% болатын кемінде бір қайта ықпалдасқан байланыстың бар екенін анықтады. (1-қосымша, 3-сурет).

Теңдеуді қалыптастыру үшін Park's (1992) канондық қайта ықпалдастырылған регрессия тәсілі қолданылды. Шыққан теңдеу (1-қосымша, 4-сурет) USD/KZT бағамының іргелі факторлармен, яғни инфляциямен және мұнай бағасымен түсіндірілетінін көрсетті. Бұл ретте 2015 жылдың ортасынан бастап теңге бағамының өзгермелі екенін және көбінесе өзінің теңдестігіне сәйкес келетінін,  $R^2$  жоғары көрсеткішіне әсер ететінін ескерген дұрыс. Белгілерде экономикалық негізділік бар. USD/KZT CMT бойынша өсуімен тепе-тең бағам сатып алушылық мүмкіншілік теңдесуіне сәйкес келу үшін құнсызданады. Мұнай бағасы өскен кезде теңге нығаяды және керісінше болады.

Алынған теңдеуді USD/KZT тепе-тең деңгейін қалыптастыру үшін қолданамыз. Алынған нәтижелерді қысқа мерзімді кедергілерді алып тастап, ұзақ мерзімді құрауыш пен трендке басты назар аударып іріктейміз.

## Нәтижелері

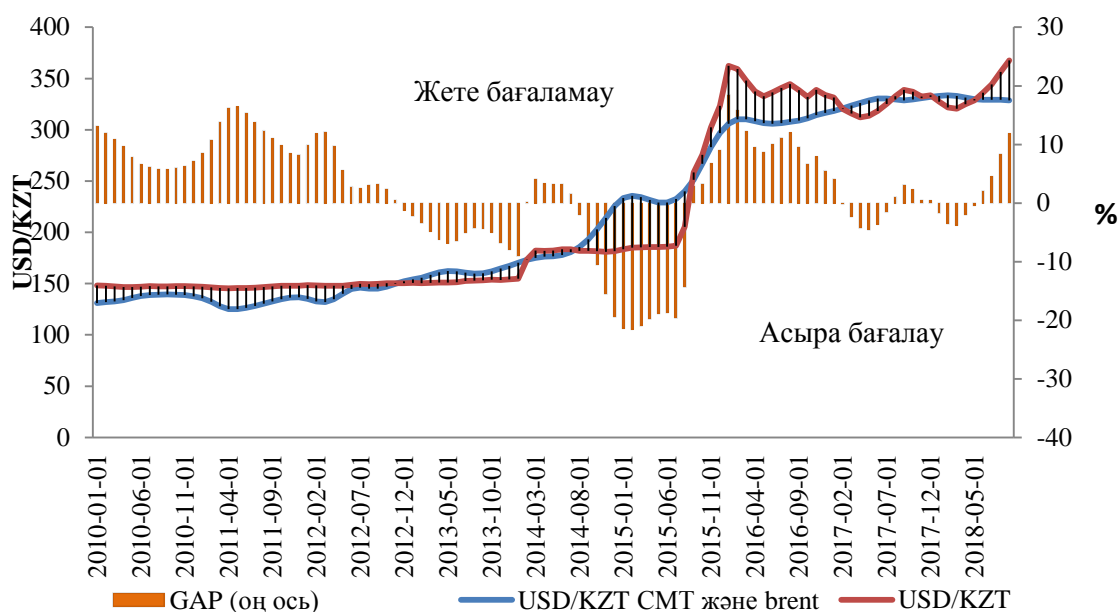
Алынған нәтижеде тарихи түсіндірме бар. 2014 жылдың соңында мұнай бағасы айтарлықтай төмендеген кезде USD/KZT тепе-тең бағамы 21,6%-ға (2015ж. ақпан) артық номиналдық айырбастау бағамы туралы куәландырды. Өзгермелілік қаупін жеңіп шыққаннан кейін номиналдық бағам «overshoot»<sup>5</sup>

<sup>5</sup> «Overshoot» әсері Rudi Dornbusch "Expectations and Exchange Rate Dynamics" 1976 моделімен түсіндіріледі, және шұғыл қаржылық өзгерістер болған кезде қысқа мерзімді тепе-теңдікті қаржы нарығы айқындайды, кейіннен экономикадағы бағалар өзгерістерге бейімделсе, қаржы нарықтарындағы бағалар жаңа экономикалық шындыққа қарай бейімделеді.

әсерінің есебінен 18,4%-ға (2016ж. қаңтар) жете бағаланған жоқ. USD/KZT нақты мәні мен тепе-теңдігі арасындағы алшақтықтың құбылмалылығы айтарлықтай төмендеді. 2010 жылдан бастап 2013жж. аралығында құбылмалылық 7,2%-ды, ал 2017 жылдан бастап 2018ж. қыркүйек аралығында – 4,2%-ды құрады. Осылайша айырбастау бағамы көбінесе өзінің CMT және Brent маркалы мұнай бағасы бойынша тепе-тең мәніне жақын деңгейде болды. 2018 жылғы қыркүйекте USD/KZT айырбастау бағамын жете бағаламау 11,8% болды (306,6-349,8 – болжам жасаудың стандартты қателігін ескере отырып, 2018 жылғы қыркүйектегі бағамға тепе-тең мән) (2-сурет).

Нақты және тепе-тең USD/KZT

2-сурет



Дереккөз: Thomson Reuters  
Есептер: автордікі

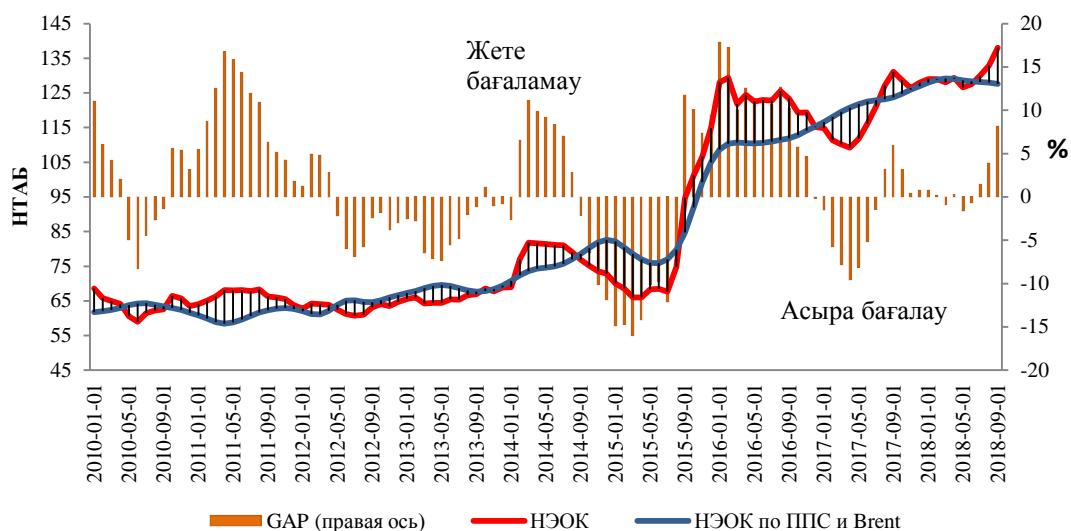
CMT бойынша USD/KZT тепе-теңдігін есептеу сауда ағындары тұрғысынан дұрыс болып табылмайтынын атап өткен жөн. АҚШ пен Қазақстандағы тұтыну қоржынының бағалары бағамды олардың өзгеруіне қарай бейімдеу қажеттілігін білдірмейді. Аталған сынды есепке алу үшін импорттың қалыпқа келтірілген салмағы бойынша (Ресей – 50%, Қытай – 21%, Еуроодақ – 29%, салмақ 2018 жылғы 1-тоқсандағы жағдай бойынша) CMT бойынша НТАБ (НТАБ – номиналдық тиімді айырбастау бағамы – RUB/KZT, CNY/KZT, EUR/KZT) жасалды. Сондай-ақ коинтеграциялық өзара байланыс шеңберінде мұнай бағасын қоса есептегендегі тепе-теңдік бағасы жүргізілді (1-қосымша 5-8-сурет).

Алдыңғы көрсеткіш сияқты алынған нәтиже экономикалық көрсеткішке жуық. Бұл индикатор сауда әріптестері елдерінің айырбастау бағамдары мен инфляциясын, сондай-ақ Brent сұрыпты мұнай бағасын ескере отырып, теңсіздікті бағалау үшін пайдаланылуы мүмкін. 2015 жылғы қаңтардан бастап

тамызға дейінгі аралықта бағамды орташа алғанда 12,3%-ға қайта бағалау байқалды. 2017 жылғы қаңтар-маусымда қайта бағалау 6,3% болды. Ағымдағы сәтте НТАБ-ты 8%-ға бағаламау байқалды (3-сурет).

### Нақты және тепе-тең НТАБ

3-сурет



Дереккөз: Thomson Reuters  
Есептер: автордікі

### Тұжырым

2018 жылғы қыркүйектегі жағдай бойынша ұзақ мерзімді USD/KZT мен НТАБ тепе-теңдігін бағалау нәтижесі бойынша мынадай қорытынды жасауға болады:

Сауда әріптестері елдерінің валюталарына, сол сияқты АҚШ долларына қатысты теңгенің айырбастау бағамын жете бағаламау байқалады;

Көбінесе теңгенің айырбастау бағамы СМТ бойынша өзінің тепе-тең мәндеріне және Brent сұрыпты мұнайдың бағаларына сәйкес келеді;

Теңгенің нақты бағамының ұзақ мерзімді мәннен ауытқуы базалық іргелі алғышарттармен салыстырғанда Қазақстанның валюта нарығында психологиялық фактордың басым екендігін дәлелдеді;

Бағамның мұнайдың тұрақты бағасы кезінде өзінің жоғарғы тепе-теңдігінен ұзақ уақытқа ауытқуы ауыстыру әсері арқылы инфляцияның өсуіне алып келіп, тиісінше СМТ бойынша АҚШ доллары бағамының жоғарылауын тудыруы мүмкін. Осылайша, айырбастау бағамына қатысты күтулер тепе-

тендікті бағалау кезінде есепке алынады және бағам белгілеуде маңызды рөл атқарады.

*Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің (бұдан әрі – ҚРҰБ) экономикалық зерттеулері мен талдамалық жазбалары ҚРҰБ зерттеулерінің, сондай-ақ ҚРҰБ қызметкерлерінің басқа ғылыми зерттеу жұмыстарының нәтижелерін таратуға арналған. Экономикалық зерттеулер пікірталасты ынталандыру үшін таратылады. Құжатта берілген пікірлер автордың жеке ұстанымын білдіреді және ҚРҰБ ресми ұстанымымен сәйкес келмеуі мүмкін.*

## 1-сурет

Sample: 2010M01 2018M12  
 Exogenous variables: Individual effects  
 Automatic selection of maximum lags  
 Automatic lag length selection based on SIC: 1 to 2  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	0.91464	0.8198	3	305
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	2.06242	0.9804	3	305
ADF - Fisher Chi-square	1.26249	0.9737	3	305
PP - Fisher Chi-square	0.74524	0.9935	3	309

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

## 2-сурет

Sample: 2010M01 2018M12  
 Exogenous variables: Individual effects  
 Automatic selection of maximum lags  
 Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-7.95571	0.0000	3	305
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-9.14665	0.0000	3	305
ADF - Fisher Chi-square	84.9240	0.0000	3	305
PP - Fisher Chi-square	79.2726	0.0000	3	306

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.



### 3-cyper

Included observations: 99 after adjustments  
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
Series: USDKZT PPPKZT INDEX  
Lags interval (in first differences): 1 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.268556	49.06690	35.19275	0.0009
At most 1	0.145693	18.10617	20.26184	0.0964
At most 2	0.025105	2.517117	9.164546	0.6741

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

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.268556	30.96073	22.29962	0.0024
At most 1	0.145693	15.58905	15.89210	0.0557
At most 2	0.025105	2.517117	9.164546	0.6741

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

USDKZT	PPPKZT	INDEX	C
0.008895	-0.020722	-1.541189	6.905866
-0.060988	0.094631	-3.392435	-9.242202
-0.001466	-0.021118	-4.181969	10.21532

### 4-cyper

Sample (adjusted): 2010M02 2018M09

Included observations: 104 after adjustments

Cointegrating equation deterministics: C

Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth  
= 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PPPKZT	1.536685	0.125258	12.26814	0.0000
INDEX	-54.33986	14.68880	-3.699409	0.0004
C	-148.9740	46.85345	-3.179573	0.0020
R-squared	0.935519	Mean dependent var		219.7409
Adjusted R-squared	0.934242	S.D. dependent var		84.17242
S.E. of regression	21.58457	Sum squared resid		47055.25
Long-run variance	1491.379			

## 5-cyper

Group unit root test: Summary  
Series: NEERIMPORT, INDEX, PPICPI  
Date: 10/01/18 Time: 14:53  
Sample: 2010M01 2018M12  
Exogenous variables: Individual effects  
Automatic selection of maximum lags  
Automatic lag length selection based on SIC: 1  
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel  
Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	0.93495	0.8251	3	306
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	1.78298	0.9627	3	306
ADF - Fisher Chi-square	1.37404	0.9674	3	306
PP - Fisher Chi-square	0.78070	0.9926	3	309

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

## 6-cyper

Group unit root test: Summary  
Series: NEERIMPORT, INDEX, PPICPI  
Date: 10/01/18 Time: 14:54  
Sample: 2010M01 2018M12  
Exogenous variables: Individual effects  
Automatic selection of maximum lags  
Automatic lag length selection based on SIC: 0  
Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel  
Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-9.95452	0.0000	3	306
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-9.37754	0.0000	3	306
ADF - Fisher Chi-square	87.7888	0.0000	3	306
PP - Fisher Chi-square	86.4194	0.0000	3	306

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

## 7-cypr

Included observations: 99 after adjustments  
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
Series: INDEX NEERIMPORT PPICPI  
Lags interval (in first differences): 1 to 4

### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.220787	40.72392	35.19275	0.0114
At most 1	0.140828	16.02629	20.26184	0.1732
At most 2	0.010045	0.999500	9.164546	0.9516

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

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.220787	24.69763	22.29962	0.0227
At most 1	0.140828	15.02679	15.89210	0.0680
At most 2	0.010045	0.999500	9.164546	0.9516

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

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

## 8-cypr

Included observations: 103 after adjustments  
Cointegrating equation deterministic: C  
Long-run covariance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth  
= 5.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INDEX	-17.26172	3.859919	-4.472042	0.0000
PPICPI	2.747477	0.190451	14.42613	0.0000
C	-157.3661	20.70667	-7.599776	0.0000
R-squared	0.930685	Mean dependent var		86.25708
Adjusted R-squared	0.929299	S.D. dependent var		26.60223
S.E. of regression	7.073446	Sum squared resid		5003.364
Long-run variance	135.2352			