



ҚАЗАҚСТАН ҰЛТТЫҚ БАНКІ

# БЕЙТАРАП ПАЙЫЗДЫҚ МӨЛШЕРЛЕМЕНІ БАҒАЛАУ ЖАҢА ӘДІСІН ТЕКСЕРУ

Зерттеулер және талдама орталығы – департаменті

№2025-02 жұмыс мақаласы

Қ.Т. Темірғалиев

Қазақстан Республикасы Ұлттық Банкінің (бұдан әрі – ҚРҰБ) экономикалық зерттеулері мен талдамалық жазбалары ҚРҰБ зерттеу нәтижелерін, сондай-ақ ҚРҰБ қызметкерлерінің басқа да ғылыми-зерттеу жұмыстарын таратуға арналған. Экономикалық зерттеулер пікірталас тудыру үшін таратылады. Құжаттағы пікір автордың жеке ұстанымы және ол ҚРҰБ ресми ұстанымына сәйкес келмеуі мүмкін.

Бейтарап пайыздық мөлшерлемені бағалау жаңа әдісін тексеру

Ақпан 2026

**NBRK – WP – 2026 – 02**

© National Bank of the Republic of Kazakhstan (год). Все права сохранены. Краткие выжимки не более одного параграфа могут цитироваться без разрешения автора при наличии ссылки на источник.

ISSN: 2789-150X

# БЕЙТАРАП ПАЙЫЗДЫҚ МӨЛШЕРЛЕМЕНІ БАҒАЛАУ ЖАҢА ӘДІСІН ТЕКСЕРУ

Темірғалиев Қуаныш Темірғалиұлы<sup>1</sup>

## Аннотация

Бұл мақала Л. Бенатидің (2023) ұсынған бейтарап пайыздық мөлшерлемені бағалау әдісін Қазақстан деректеріне қолдануға арналған. Әдіс Л. Бенатидің (2020) ақша агрегаты М1 айналым жылдамдығы мен қысқа мерзімді мөлшерлемелер арасындағы қатынасы туралы байқауына негізделген. Қазақстанда әдісті қолдану үшін қажетті шарттар тексерілді. Қазіргі уақытта әдісті өзгеріссіз пайдалану нақты бағалау деңгейін алуға мүмкіндік бермейді, бірақ жанама факторлар айналым жылдамдығы бейтарап мөлшерлеменің қозғалысы туралы ақпаратты қамтиды екенін көрсетеді.

**Ключевые слова:** бейтарап мөлшерлеме, ақша айналым жылдамдығы, коинтеграция  
**Классификация JEL:** E43, E52

---

<sup>1</sup> Қ.Т. Темірғалиев – Қаржы нарықтарын зерттеулер басқармасының бас маман-талдаушысы  
([Kuanysh.Temirgaliyev@nationalbank.kz](mailto:Kuanysh.Temirgaliyev@nationalbank.kz))

## 1. Кіріспе

Бейтарап пайыздық мөлшерлемені бағалау жөніндегі еңбектерде, әдетте Уиксел мен оның «Пайыз және бағалар» еңбегіне сілтеме жасалады – «...тауар бағаларына қатысты бейтарап, бағаларды төмендетуге немесе өсіруге итермелейтін қарызға белгілі бір пайыз бар». Бұл идеяның шығу тегін одан да тереңірек, Г. Торнтонның 1810 жылы Парламентте сөйлеген сөздерінен бастауға болады, онда ол Англия банкінің мөлшерлемесі мен нарықтық мөлшерлеме арасындағы алшақтық баға теңгерімсіздігіне әкелгенін айтқан.

Бұл идеяға 100 жылдан астам уақыт өткеніне қарамастан, оның танымалдығы 20-шы ғасырдың соңында ғана орталық банктер инфляциялық таргеттеу режиміне көшкен кезде өсті. Көбінесе осындай банктер үшін осы көрсеткішті бағалау мәселесі өте маңызды. Қазақстан 2015 жылы инфляциялық тарту режиміне көшті. Халықаралық валюта қоры (ХВҚ) (IMF (2017), IMF (2025)) 4-бапқа сәйкес елді консультациялау аясында бейтарап пайыздық мөлшерлемені бағалауды мерзімдік түрде жүргізеді, бірақ басқа бағалаулар өте аз.

Бейтарап пайыздық мөлшерлемені бағалау үшін бірнеше әдіс бар. Осы тақырып бойынша ең белгілі еңбектер Laubach-Williams (2003) және Holston-Laubach-Williams (2017, 2023) еңбектері болып табылады. Әдіс «инвестиция-жинақ» теңдеулер жүйесінің және Филипп қисығының өзара әрекеттесуіне негізделген, ал бейтарап мөлшерлеме экономиканың өсуімен фундаментальді байланысты. Бұл жүйе Калман фильтр арқылы бағаланады. Бұл әдісте бейтарап мөлшерлеме – өнім көлемінің алшақтығы белгілі бір мәнде нөлге теңестіретін мөлшерлеме.

Бейтарап мөлшерлемені Barsky, Justiniano and Melosi (2014), Okazaki and Sudo (2018) сияқты жалпы тепе-теңдіктің динамикалық стохастикалық моделін құру арқылы да бағалауға болады.

Нейтралдық пайыздық мөлшерлеме ретінде мөлшерлемелардың уақыт қатарынан алынған ұзақ мерзімді трендті (Del Negri et al. 2017, Kiley 2020a) немесе кіріс қисығынан алынған қысқа мерзімді мөлшерлемелардың күтілетін даму жолын қабылдауға болады (Kim, Walsh and Wei, 2019, Bauer and Rudebusch, 2020).

2023 жылы Бенати ақша айналысының M1 агрегаты мен қысқа мерзімді мөлшерлеме арасындағы байланыс туралы оның байқауына негізделген бейтарап мөлшерлемені бағалаудың жаңа балама әдісін ұсынды.

Бұл жұмыс Қазақстанның деректерінде осы әдісті тексеруге арналған.

## 2. Әдістеме және деректер.

ЖІӨ (өндіріс әдісімен ) және инфляция деректері Ұлттық статистика бюросының сайтынан алынды. М1 ақша агрегаты туралы деректер Қазақстан Республикасының Ұлттық Банкінің ақша-кредитт және банк статистикасы бөлімінде қолжетімді. Уақыт қатарлары Х-ARIMA-12 әдісімен маусымдық құрауыштардан тазартылды. Барлық есептеулер Eviews 12 бағдарламалық қамтамасымен жүзеге асырылды.

Беннати өз жұмысында М1 ақша агрегатының айналым жылдамдығы мен қысқа мерзімді мөлшерлеме арасындағы байланысты назарға алады және оны растайды (Benati, 2020). Ақша айналымының жылдамдығы номиналды ЖІӨ-нің сәйкес ақша агрегатына қатынасына тең. Беннатидің концептуалды әдісі Кохрейннен (1994) алынған, оның мақаласында тұтыну қалай ЖҰО-ның болжаушысы ретінде қолданылуы сипатталған. Шоқтар тұрақты және уақытша болып бөлінеді, және тұрақты шоқтар ғана тұтынуға әсер етеді. Сол сияқты, М1 ақша агрегаты тек тұрақты шоқтарға ғана жауап береді. Бірнеше елдердің мысалында Беннати оны дисперсияны жіктеу арқылы көрсетеді. Нәтижесінде, М1 ақша агрегатының айналым жылдамдығындағы өзгерістер дерлік толығымен тұрақты шоқтан.

Сурет 1. Дисперсияның жіктелуі

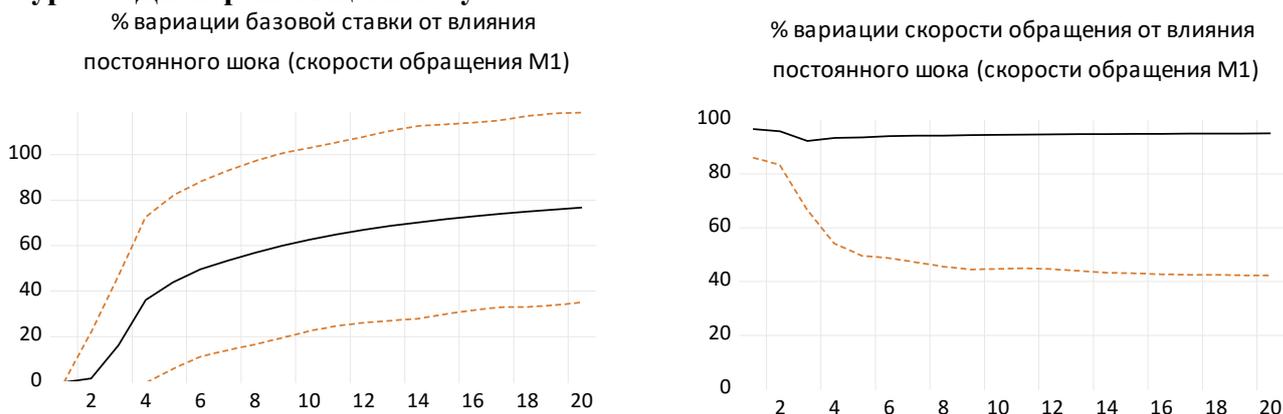


Таблица 1. Результаты теста на стационарность (p-values)

	Базалық мөлшерлеме	М1 айналым жылдамдығы	Инфляция
Деңгейлер	0.328	0.5501	0.0190
Бірінші реттің айырмасы	0.0004	0.0000	0.0003

Негізгі мөлшерлеме мен М1 айналым жылдамдығы арасындағы коинтеграция тестірінің нәтижелері бойынша, 10% маңыздылық деңгейінде, log-log спецификациясы үшін 2015 жылдың 1 тоқсанынан 2025 жылдың 2 тоқсанына дейінгі уақыт аралығында ғана бір коинтеграция теңдеуінің болмауы туралы нөлдік гипотезаны жобатуға болады.

Қазақстан үшін де осыған ұқсас жаттығу жасап, сонымен қатар жүргізілген статистикалық тесттермен бірге, әдісті тексеру үшін бастапқы шарттар сақталғанын байқаймыз.

Формальды түрде модель мынадай көрінеді. Қысқа мерзімді мөлшерлеме тұрақты және уақытша компоненттерден тұрады. Тұрақты компонент – «көптеген қадамдардан тұратын кездейсоқ серуен». Уақытша компонент –  $p$  ретімен авторегрессиялық компонент.

$$R_t = R_t^P + R_t^T \quad (1)$$

$$R_t^P = R_{t-1}^P + u_t \quad (2)$$

$$R_t^T = \phi_1 R_{t-1}^T + \dots + \phi_p R_{t-p}^T + v_t \quad (3)$$

M1 айналым жылдамдығы тек пайыздық мөлшерлеменің тұрақты құрауына ғана байланысты.

$$V_t = \alpha + \beta R_t^P + \eta_t \quad (4)$$

Кезекте, Фишер тендеуіне сәйкес, пайыздық мөлшерлеменің тұрақты шоктары инфляцияның тұрақты компоненті шоктары мен бейтарап мөлшерлеме шоктарының қосындысы ретінде ұсынылуы мүмкін.

$$R_t^P = \pi_t^P + r_t^N \quad (5)$$

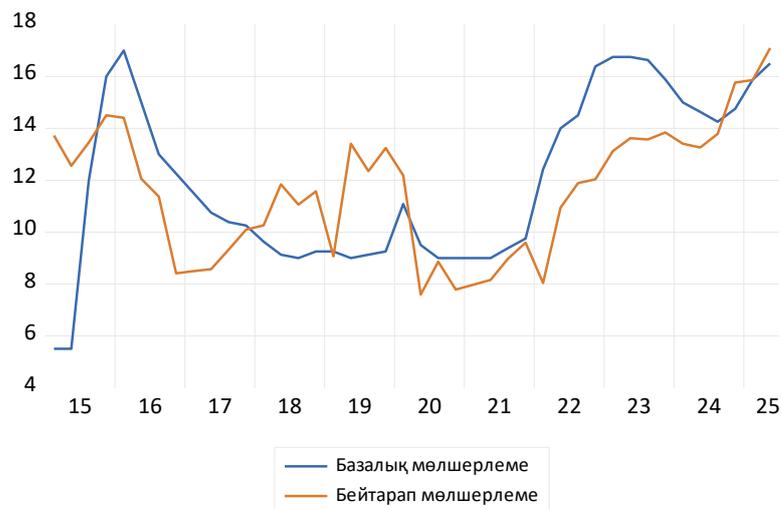
Инфляция стационарлық болған жағдайда немесе орталық банк инфляциялық таргеттеу режимінде жұмыс істеген жағдайда, яғни инфляцияны стационарға келтіруге тырысады немесе басқаша айтқанда, бейтарап пайыздық мөлшерлемені бағалау ең кіші квадраттар әдісімен коинтеграциялық тендеуді бағалауға дейін төмендейді. Бенати зерттелетін елдердің көпшілігінде инфляция стационарлық екенін растайды..

$$\begin{bmatrix} \Delta V_t \\ \Delta R_t \end{bmatrix} = \text{Constants} + \underbrace{\begin{bmatrix} 0 \\ \frac{1-\rho}{\beta} \end{bmatrix}}_{\text{Loadings}} \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & -\beta \end{bmatrix}}_{\text{Cointegration vector}} \begin{bmatrix} V_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \text{Shocks} \quad (6)$$

$$[\Delta R_t, \Delta V_{1t}] = \beta * [R_{t-1}, V_{1t-1}] + \gamma * [\Delta R_{t-1}, \Delta V_{1t-1}] + \varepsilon_t$$

Инфляция тұрақты болғандықтан және айнымалылар арасындағы коинтеграция расталғандықтан, бейтарап пайыздық мөлшерлемені ең төменгі квадраттар әдісімен тікелей бағалауға көшуге болады. Бұл жағдайда бейтарап пайыздық мөлшерлемені бағалау екі айнымалы үшін қателерді векторлық түзету үлгісінен алынған коинтеграциялық тендеу арқылы жасалуы мүмкін: базалық мөлшерлеме және айналым жылдамдығы M1. Бейтарап пайыздық мөлшерлемелерді бағалау нәтижелері 2-суретте келтірілген. Қосымшада зерттеу негізіндегі бағалаудың статистикалық нәтижелері келтірілген.

## 2-кесте. Бейтарап пайыздық мөлшерлемені бағалау нәтижелері

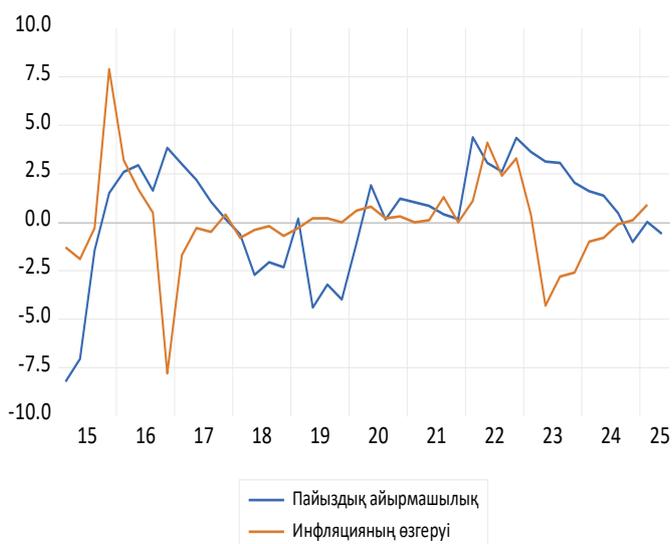


Нақты бейтарап мөлшерлемені табу үшін алынған номиналды мөлшерлемені бағалаудан не 1) орталық банктің инфляциялық мақсатын, не 2) кезеңдегі ағымдағы инфляцияны шегеру қажет. Нысананы пайдаланатын әдіс орынсыз болуы мүмкін, өйткені 2015 жылдың бірінші жартысында инфляциялық таргеттеу режимі жұмыс істемеді, 2015 жылдан кейінгі әртүрлі кезеңдерде мақсат мәндері өзгерді, ал соңғы бірнеше жылда инфляциялық күтулер инфляциялық мақсат деңгейінен едәуір асып түсіп, жоғары болып қалды. Осылайша, нақты бейтарап мөлшерлемені табу үшін нақты мөлшерлемені табу үшін қолданылған инфляциямен бірдей инфляцияны пайдалану дұрысырақ болып көрінеді.

Бейтарап пайыздық мөлшерлеменің қандай да бір мәнінің анықтығын растай алатын жалпы қабылданған әдіс жоқ. Әдетте, зерттеушілер алынған бағалауларды басқа әдістерді қолдану нәтижелерімен салыстырады. ХВҚ Қазақстандағы бейтарап мөлшерлемені шамамен 4% деңгейінде бағалаған (ХВҚ, 2017 және ХВҚ, 2025).

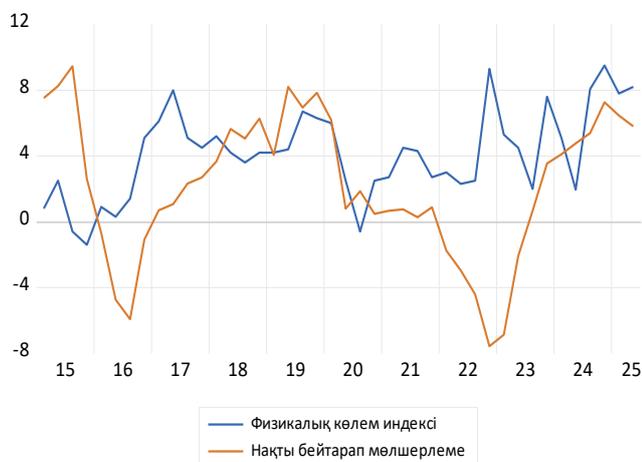
Бұл мақалада алынған бағалау инфляция мен экономикалық өсімнің өзгерістерімен салыстырылады. Базалық мөлшерлемеден есептелген бейтарап мөлшерлемені алып тастаған пайыздық мөлшерлеме алшақтығы және кезең ішіндегі ТБИ-дің өзгеруі ретінде анықталған инфляцияның өзгеруі теріс корреляцияны көрсетуі керек. Талданған кезең ішінде екі қатар арасында шамалы оң корреляция пайда болды. Дегенмен, егер біз 2016 жылдың екінші тоқсанынан бастап кезеңді тандасак, корреляция теріс болады, бірақ әлі де маңызды емес (-0,08). 2016 жылдан 2018 жылдың ортасына дейінгі және 2022 жылдың ортасынан бастап кезеңдер үшін пайыздық мөлшерлеме алшақтығы оң болған кезде инфляция айқын баяулайды және алшақтық азайған кезде жеделдейді, бұл теорияға сәйкес келеді (3-сурет).

### 3 кесте. Пайыздық мөлшерледегі айырмашылық және инфляцияның өзгеруі



Сонымен қатар, теория экономикалық өсу кезеңдерінде мөлшерлеменің өсуі керек деп болжайды, бұл нақты бейтарап мөлшерлемені бағалау мен физикалық көлем индексінің өсу қарқыны арасындағы оң, бірақ сонымен бірге шағын корреляциямен (0,13) дәлелденеді (4-кесте).

### 4- кесте. Нақты бейтарап пайыздық мөлшерлеме және экономикалық өсу



### **Қорытындылар.**

Бенати (2023) бойынша Қазақстанда бейтарап мөлшерлемені бағалаудың жаңа әдісін қолдану мүмкіндігі таңдалған уақыт горизонтына байланысты. Қателерді векторлық түзету моделін құру үшін қажетті шарт болып табылатын базалық мөлшерлеме мен М1 айналым жылдамдығы арасындағы коинтеграцияны 2015 жылдан 2025 жылдың 2 тоқсанына дейін тек қана 10% маңыздылық деңгейінде растауға болады. Бағалаудың негізділігі ретінде оны ЖІӨ-нің нақты өсуімен салыстыру жүргізілді. Жанама факторлар М1 айналым жылдамдығы бейтарап пайыздық мөлшерлеме туралы ақпаратты қамтымайтынын көрсеткенімен, әлі де оның нақты деңгейін бағалау міндеті болып қала бермейді.

## Әдебиеттер тізімі

1. Benati, L. (2020). Money velocity and the natural rate of interest. *Journal of Monetary Economics*, 116, 117-134.
2. Benati, L. (2023). A new approach to estimating the natural rate of interest. *Journal of Money, Credit and Banking*.
3. Blanchard, O. J., & Quah, D. (1988). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances.
4. Cochrane, J. H. (1994). Permanent and transitory components of GNP and stock prices. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(1), 241-265.
5. Holston, K., Laubach, T., & Williams, J. C. (2017). Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants. *Journal of international economics*, 108, S59-S75.
6. Holston, K., Laubach, T., & Williams, J. C. (2023). *Measuring the natural rate of interest after COVID-19* (No. 1063). Staff Reports.
7. International Monetary Fund. (2024). Republic of Kazakhstan: Selected Issues <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/002/2024/047/articleA001-en.xml>
8. International Monetary Fund. (2025). Republic of Kazakhstan: 2024 Article IV Consultation-Press Release; and Staff Report <https://doi.org/10.5089/9798400299483.002>
9. Lahura E., Vega M., (2023). Estimation and assessment of measures of the natural rate of interest: Evidence from Latin American economies with inflation targeting. Working Papers 2023-014, Banco Central de Reserva del Perú.
10. Laubach, T., & Williams, J. C. (2003). Measuring the natural rate of interest. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1063-1070.
11. Nakano, S., Sugioka, Y., & Yamamoto, A. (2023). Recent developments in measuring the natural rate of interest. *Bank of Japan Review*, 2023-E-2.
12. Rozenov, R. (2017). Kazakhstan—Equilibrium Real Interest Rate and Monetary Policy Rules. IMF Staff Country Reports, Volume 2017: Issue 109 <https://doi.org/10.5089/9781475598759.002.A002>

1. log-log спецификацияда жасалған коинтеграция тексеретін тест

Date: 11/18/25 Time: 14:25  
 Sample: 2015Q1 2025Q2  
 Included observations: 42  
 Trend assumption: Linear deterministic trend  
 Series: LOG(BASE\_RATE) LOG(V1)  
 Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.209638	13.97595	15.49471	0.0836
At most 1 *	0.092894	4.094830	3.841465	0.0430

Trace test indicates no cointegration 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	0.209638	9.881122	14.26460	0.2198
At most 1 *	0.092894	4.094830	3.841465	0.0430

Max-eigenvalue test indicates no cointegration 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):

LOG(BASE_RAT E)	LOG(V1)
-3.816853	9.288175
-0.783209	-12.17185

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LOG(BASE_R ATE))	0.057286	0.014694
D(LOG(V1))	-0.005597	0.017148

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      90.53425

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LOG(BASE_RAT E)	LOG(V1)
1.000000	-2.433464 (1.16923)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LOG(BASE_R ATE))	-0.218653 (0.07712)
D(LOG(V1))	0.021361 (0.03645)

## 2. Векторлық қателерді түзету моделінің

бағалау нәтижелері

Vector Error Correction Estimates

Date: 11/18/25 Time: 15:57

Sample: 2015Q1 2025Q2

Included observations: 42

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LOG(BASE_RATE(-1))	1.000000	
LOG(V1ALT(-1))	-2.433464 (1.16923) [-2.08126]	
C	0.229527	
Error Correction:	D(LOG(BASE_RATE))	D(LOG(V1ALT))
CointEq1	-0.218653 (0.07712) [-2.83525]	0.021361 (0.03645) [ 0.58599]
D(LOG(BASE_RATE(-1)))	0.340652 (0.14896) [ 2.28689]	0.035919 (0.07041) [ 0.51014]
D(LOG(BASE_RATE(-2)))	-0.025276 (0.15183) [-0.16647]	-0.007253 (0.07177) [-0.10106]
D(LOG(V1ALT(-1)))	-0.253632 (0.38296) [-0.66229]	-0.162811 (0.18102) [-0.89942]
D(LOG(V1ALT(-2)))	0.168203 (0.36914) [ 0.45566]	0.164377 (0.17449) [ 0.94205]
C	0.018509 (0.02069) [ 0.89446]	0.003157 (0.00978) [ 0.32275]
R-squared	0.307612	0.085246
Adj. R-squared	0.211447	-0.041803
Sum sq. resids	0.617264	0.137915
S.E. equation	0.130944	0.061895
F-statistic	3.198794	0.670968
Log likelihood	29.02726	60.49913
Akaike AIC	-1.096536	-2.595197
Schwarz SC	-0.848298	-2.346958
Mean dependent	0.026157	0.003935
S.D. dependent	0.147458	0.060640
Determinant resid covariance (dof adj.)	6.26E-05	
Determinant resid covariance	4.60E-05	
Log likelihood	90.53425	
Akaike information criterion	-3.644488	
Schwarz criterion	-3.065265	
Number of coefficients	14	