

УДК 330.115

М. М. Гарагулов, Г.Н.Речко

КОИНТЕГРАЦИЯ НА РАЗЛИЧНЫХ ВРЕМЕННЫХ ДАННЫХ

Введение

Почти все биржевые индексы, котировки являются нестационарными рядами. Поэтому возникает проблема, связанная с невозможностью использования обычных методов оценок (полученные оценки будут очень плохими).

Для работы с такими рядами используют тесты Дикки-Фуллера и метод Йохансена для определения коинтеграции между рядами. При наличии коинтеграции уже легче работать с рядами, изучая связь между ними и делать прогноз на будущее.

В данный момент достаточно много литературы, где можно узнать описание методов работы с нестационарными рядами, такими как тест Дикки-Фуллера и метод Йохансена. Очень много информации представлено в Интернете. Поэтому здесь мы сразу переходим к рассмотрению практики применения этих методик на примере трех европейских валют.

В заключение, мы проанализируем полученные результаты и целесообразность применения этих методов для работы с нестационарными рядами.

Практическое применение

В последнее время Европейские страны становятся все ближе друг другу (недавно был введен евро, стираются границы). Но есть еще несколько стран (Швейцария, Великобритания), которые не спешат войти в единую европейскую валюту. В этих странах свои валюты и пока они не собираются отказываться от них.

У каждой страны своя экономика, свои экономические показатели: инфляция, уровень безработицы, оплата труда, учетная ставка, и т.п. И, возможно, отказ от своей валюты может сильно ударить по экономике, поэтому в этой работе сделана попытка рассмотреть степень близости друг к другу экономики этих стран на примере их валют, есть ли какие-

нибудь долгосрочные отношения между валютами этих стран.

Для этого использовались вышеуказанные методы для работы с нестационарными рядами. Этот подход достаточно нов в анализе данных, но, к сожалению, редко используется. Для восполнения этого пробела мы проверим на разных временных данных, существует ли связь между валютами.

Соответственно, возникает вопрос – будут ли результаты метода Йохансена показывать одинаковые результаты для одних и тех же валют, но с различными стандартными единицами наблюдения? Ответить на этот вопрос попытаемся на примере трех европейских валют: евро, британский фунт и швейцарский франк.

Описание данных

Для анализа были взяты котировки трех основных валют рынка FOREX: евро (EUR), британский фунт (GBP) и

Фунт, евро, франк. 05.02.01-03.04.01. 60-минутки.

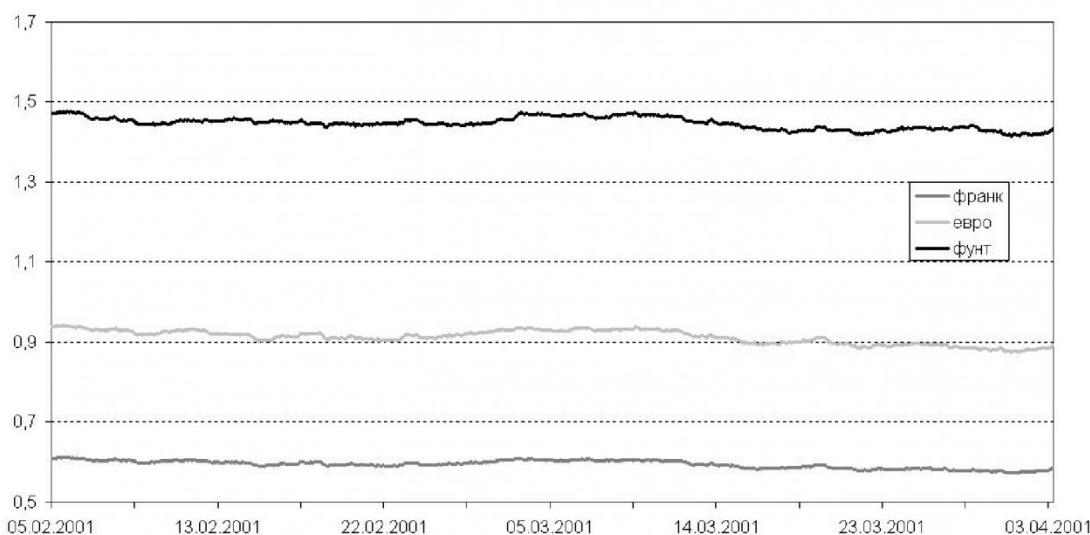


Рис. 1. Значения котировок франка, евро и фунта за период с 05.02.01 по 03.04.01. 60-минутки.

Фунт, евро, франк (без средн.). 05.02.01-03.04.01. 60-минутки.

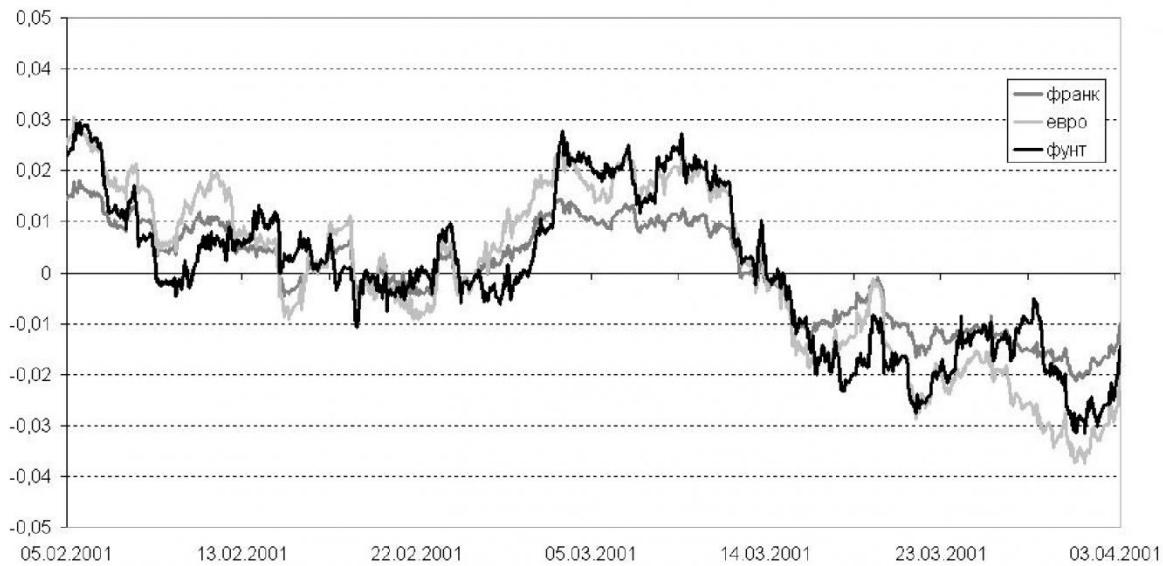


Рис. 2. Значения котировок франка, евро и фунта без своих средних значений за период с 05.02.01 по 03.04.01. 60-минутки

швейцарский франк (CHF) за период с 3 апреля 2000 по 3 апреля 2001 гг. Было рассмотрено 3 случая.

Сначала проанализировали 15-минутки (данные с 22 по 26 мая 2000 г. – всего 461 значений). В результате такого анализа, проведенного М. Гаргуловым еще в 2000 г., установлена коинтеграция между тремя валютами.

Затем взяли 1000 часовых значений с 01:00 5 февраля по 17:00 3 апреля 2001 г. Каждый ряд преобразовали так, что среднее значение полученных рядов равнялось нулю (для этого из каждого значения ряда вычтено среднее значение за данный период). Далее для поиска коинтеграции применили метод Йохансена к полученным рядам.

В последнем случае данные для анализа были дневные. Период тот же – с 5 февраля по 3 апреля 2001 г. – всего 42 значения. Все расчеты проводились, используя программы MS Excel и Matrixer Александра Цыплакова.

Часовые данные

На рис.1 приведена дина-

мика указанных валют в периоде с 5 февраля по 3 апреля 2001 г. (стандартная единица наблюдения – 60 мин). Значение 0.9 для евро здесь означает, что 1 евро стоит 0.9 доллара США. Соответственно для фунта 1 GBP = \$1.45 и франка 1 CHF = \$0.6. Средние значения франка, евро и фунта за данный период соответственно составили 0.5944, 0.9127 и 1.4467. Преобразованные данные (без средних значений) показаны на рис. 2.

При построении авторегрессии, используя программу Matrixer, мы получили, что все валюты описываются авторегрессией первого порядка:

$$y_t = \rho \cdot y_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

Для этого, сначала были проведены тесты на наличие в авторегрессии константы и линейного тренда. При построении авторегрессии вида:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \rho \cdot y_{t-1} + u_t,$$

получено, что уровень значимости для константы μ_0 (франк – [0,2250], евро – [0.3058], фунт – [0,3358]) и линейного тренда μ_1 (франк – [0,0733], евро – [0,1010], фунт – [0,1291]) был больше 5%, т.е. эти регрессоры получились незначимыми. По-

этому рассматривалась авторегрессия без константы и линейного тренда.

Далее проверялось наличие лагов в авторегрессии

$$y_t = \rho_1 \cdot y_{t-1} + \rho_2 \cdot y_{t-2} + \dots + \rho_k \cdot y_{t-k} + u_t.$$

Количество лагов определяли по критериям AIC и BIC.

AIC – информационный критерий Акаике – это показатель, который используют для выбора одной из конкурирующих моделей:

$$AIC = -2 (\ln(L) - k) / n,$$

где L – значение функции правдоподобия, k – количество параметров в модели, n – количество наблюдений.

Из двух моделей более "предпочтительна" та, для которой AIC меньше.

BIC – байесовский информационный критерий – это показатель, который используют для выбора одной из конкурирующих моделей:

$$BIC = -(2 \ln(L) - k \ln(n)) / n,$$

где L – значение функции правдоподобия, k – количество параметров в модели, n – количество наблюдений.

Из двух моделей более "предпочтительна" та, для ко-

торой BIC меньше.

Наименьшее значение этих статистик достигалось при лаге равном – 1.

Для франка:

Лаг 1. AIC = -11,756.

BIC = -11,751.

Лаг 2. AIC = -11,755.

BIC = -11,742.

Лаг 3. AIC = -11,752.

BIC = -11,737.

Для евро:

Лаг 1. AIC = -10,721.

BIC = -10,716.

Лаг 2. AIC = -10,720.

BIC = -10,710.

Лаг 3. AIC = -10,717.

BIC = -10,702.

Для фунта:

Лаг 1. AIC = -10,501.

BIC = -10,496.

Лаг 2. AIC = -10,498.

BIC = -10,488.

Лаг 3. AIC = -10,496.

BIC = -10,481.

Соответственно, была выбрана авторегрессия с одним лагом, без константы и линейного тренда.

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

Проверим эти ряды на наличие единичных корней. Для этого применим тест Дикки-Фуллера. Если записать в виде модели исправления ошибок, получим (s - стандартная ошибка):

для швейцарского франка

$$\Delta y_t^C = -0,004582 y_{t-1}^C + u_t^C, \\ s=(0,002848) \quad (2)$$

для евро:

$$\Delta y_t^E = -0,004102 y_{t-1}^E + u_t^E, \\ s=(0,002725) \quad (3)$$

для британского фунта:

$$\Delta y_t^G = -0,00654 y_{t-1}^G + u_t^G, \\ s=(0,00344) \quad (4)$$

где y_t^C, y_t^E, y_t^G - ряды, составленные из котировок указанных валют, $u_t^C, u_t^E, u_t^G \approx N(0, \sigma^2)$.

Статистика Дикки-Фуллера для франка ($\tau_{nc}^C = -1,609$) больше 5 %-го критического значения -1,94 (табл. 1), значит, невозможно отвергнуть нулевую

Таблица 1
Критические значения для DF-теста

Статистика	T=100		T=1000	
	5%	1%	5%	1%
τ_{nc}	-1.95	-2.60	-1.94	-2.56
τ_n	-2.89	-3.51	-2.86	-3.43
τ_{ct}	-3.45	-4.04	-3.41	-3.96

гипотезу о наличие единичного корня. Аналогично, невозможно отвергнуть аналогичную для евро ($\tau_{nc}^E = -1,505$) и фунта ($\tau_{nc}^G = -1,901$). Таким образом, котировки каждой валюты нестационарны и описываются процессом, интегрированным первого порядка I (1).

Существует ли коинтеграция между указанными валютами. Построим VAR модель для этих валют и применим метод Йохансена:

$$\Delta X_t = P \cdot X_{t-1} + u_t,$$

$$u_t \approx N(0, \Sigma), \quad (5)$$

где $X_t = (y_t^C, y_t^E, y_t^G)'$ - вектор-столбец, составленный из рядов значений франка, евро и фунта; P – матрица $n \times n$.

Поскольку длина лага равна 1, то $\Delta X_t = R_{0t}, X_{t-1} = R_{1t}$.

Векторы остатков R_{0t} и R_{1t} можно использовать для формирования матриц производных моментов остатков:

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}', i, j = 0, 1 \quad (6)$$

В нашем случае:

$$S_{00} =$$

$$\begin{pmatrix} 7,90 \cdot 10^{-7} & 1,19 \cdot 10^{-6} & 8,36 \cdot 10^{-7} \\ 1,19 \cdot 10^{-6} & 2,15 \cdot 10^{-6} & 1,41 \cdot 10^{-6} \\ 8,36 \cdot 10^{-7} & 1,41 \cdot 10^{-6} & 2,62 \cdot 10^{-6} \end{pmatrix}$$

$$S_{01} =$$

$$\begin{pmatrix} -4,46 \cdot 10^{-7} & -6,56 \cdot 10^{-7} & -6,63 \cdot 10^{-7} \\ -6,85 \cdot 10^{-7} & -1,19 \cdot 10^{-6} & -1,10 \cdot 10^{-6} \\ -3,39 \cdot 10^{-7} & -5,58 \cdot 10^{-7} & -1,45 \cdot 10^{-6} \end{pmatrix}$$

$$S_{11} =$$

$$\begin{pmatrix} 9,73 \cdot 10^{-5} & 1,67 \cdot 10^{-4} & 1,35 \cdot 10^{-4} \\ 1,67 \cdot 10^{-4} & 2,89 \cdot 10^{-4} & 2,33 \cdot 10^{-4} \\ 1,35 \cdot 10^{-4} & 2,33 \cdot 10^{-4} & 2,21 \cdot 10^{-4} \end{pmatrix}$$

Матрица

$$B = S_{11}^{-1} S_{10} S_{00}^{-1} S_{01} \quad (7)$$

имеет вид (в нашем случае $k=1$):

$$\begin{pmatrix} 4,31 \cdot 10^{-2} & 3,31 \cdot 10^{-3} & 1,56 \cdot 10^{-2} \\ -2,29 \cdot 10^{-2} & 1,26 \cdot 10^{-3} & -1,80 \cdot 10^{-2} \\ -7,89 \cdot 10^{-4} & -1,00 \cdot 10^{-3} & 1,34 \cdot 10^{-2} \end{pmatrix}$$

и оценки ее характеристических корней :

$$\lambda_1 = 0,04106, \lambda_2 = 0,0143, \lambda_3 = 0,00234 \quad (8)$$

Имеем :

$$LR^{trace}(0) = -999[\ln(1-0,04106) + \ln(1-0,0143) + \ln(1-0,00234)] = 58,6;$$

$$LR^{trace}(1) = -999[\ln(1-0,0143) + \ln(1-0,00234)] = 16,7; \\ LR^{trace}(2) = -999[\ln(1-0,00234)] = 2,34.$$

Если сравнить значение $LR^{trace}(2)$ с табличными значениями (табл. 2) $\alpha_{90}=7,563$ (90%-критическое значение), ($m=3, r=2$), то нет возможности отвергнуть нулевую гипотезу, что ранг коинтеграции меньше, либо равен 2. При $LR^{trace}(1)$ ($m=3, r=1$), меньшем α_{90} , невозможно отвергнуть нулевую гипотезу, что ранг коинтеграции меньше, либо равен 1. Наконец, сравниваем значение $LR^{trace}(0)$ ($m=3, r=0$) с критическим значением и делаем вывод ($LR^{trace}(0)=58,6 > \alpha_{90}=33,093$, $LR^{trace}(0)=58,6 > \alpha_{95}=35,068$), что отвергается нулевая гипотеза, что ранг коинтеграции (r) равен 0. Таким образом, можно сделать вывод, что ранг коинтеграции равен 1 ($r=1$), то есть переменные коинтегрируются.

Посчитаем $LR^{\lambda-max}$:

$$LR^{\lambda-max}(0) = -999[\ln(1-0,04106)] = 41,9;$$

$$LR^{\lambda-max}(1) = -999[\ln(1-0,0143)]$$

Таблица 2
Критические значения для LR^{trace}

Нулевая гипотеза	Альтернативная гипотеза	95%	90%
$m-r \leq 4$	$m-r > 4$	53,347	49,925
$m-r \leq 3$	$m-r > 3$	35,068	33,093
$m-r \leq 2$	$m-r > 2$	20,168	17,957
$m-r \leq 1$	$m-r > 1$	9,094	7,563

$$LR^{\lambda\text{-max}}(2) = -999/\ln(1-0,00234) = 14,4 \\ = 2,34.$$

Сравнивая $LR^{\lambda\text{-max}}(2)$ ($m=3, r=2$), $LR^{\lambda\text{-max}}(1)$ ($m=3, r=1$), $LR^{\lambda\text{-max}}(0)$ ($m=3, r=0$) со значениями табл. 3, аналогично (как и в случае, когда сравнивали значение LR^{trace} с табличными значениями) можно сделать вывод, что ранг коинтеграции равен 1. Так как $LR^{\lambda\text{-max}}(0)=41,9$ больше $\alpha_{95}=21,894$, отвергается нулевая гипотеза, что ранг коинтеграции равен 0.

Отсюда можно заключить, что между франком, евро и фунтом есть коинтеграция, причем это показывают и LR^{trace} , и $LR^{\lambda\text{-max}}$ -статистики; вектор коинтеграции $(1; -0,571213407; -0,008126096)$.

Линейная комбинация, со-

ставленная из франка, евро и фунта, с коэффициентами из вектора коинтеграции есть стационарный процесс:

$$y_t^C - 0,571213407 y_t^E - \\ -0,008126096 y_t^G \sim I(0).$$

Ниже приведены графики для франка y_t^C , его расчетного значения

$$\hat{y}_t^C \sim 0,571 * y_t^E + 0,008 * y_t^G$$

и разницы между ними .

Как видно из графика (рис. 3), расчетное значение доста-

точно точно повторяет реальное значение франка. Среднее значение франка за данный период 0,5944. Максимальное же отклонение расчетного значения, полученного с помощью евро и фунта, от реального значения составляет 0,0025, т.е. 0,42%.

Дневные данные

Проанализируем теперь дневные данные на наличие коинтеграции. За 2 месяца с 5 февраля по 3 апреля 2001 г. получилось 42 значения. В расчет бралась средняя котировка между максимальной и минимальной котировкой в течение дня.

Среднее значение франка за данный период составило 0,5944, евро – 0,9128, фунта – 1,4466. Преобразованные данные (без средних значений) показаны на рис. 4.

При построении авторегрессии

Таблица 3

Критические значения для $LR^{\lambda\text{-max}}$			
Нулевая гипотеза	Альтернативная гипотеза	95%	90%
$m-r=4$	$m-r=3$	28,167	25,611
$m-r=3$	$m-r=2$	21,894	19,796
$m-r=2$	$m-r=1$	15,252	13,781
$m-r=1$	$m-r=0$	9,094	7,563

Фунт, евро, франк (без средн.). 05.02.01-03.04.01. дневные.

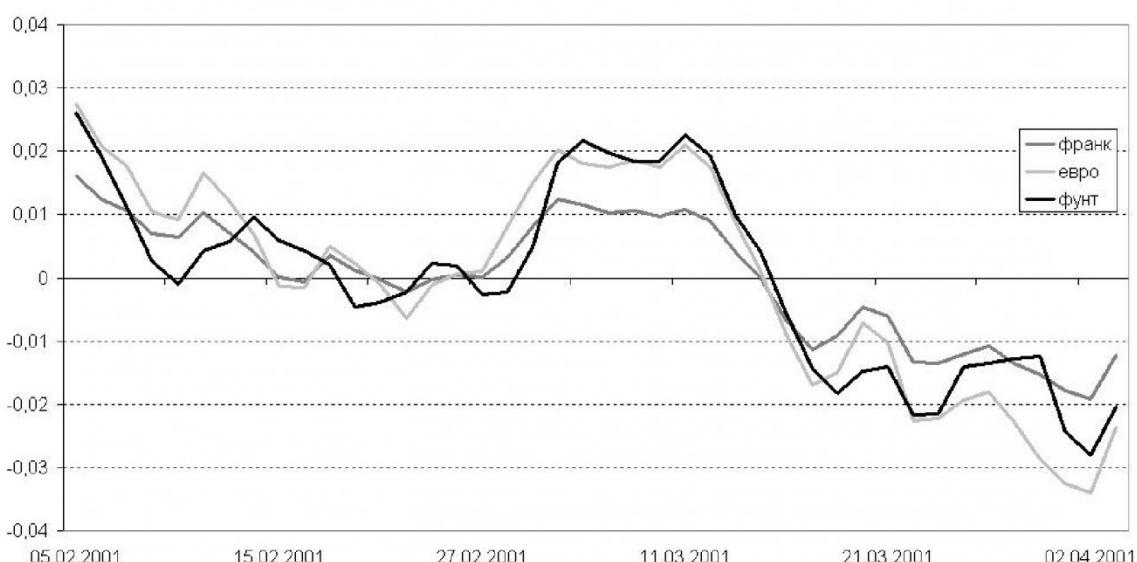


Рис. 4. Значения котировок франка, евро и фунта без своих средних значений за период с 05.02.01 по 03.04.01. дневные

$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \rho y_{t-1} + u_t$ было получено, что уровень значимости для μ_0 (франк - [0,3314], евро - [0,2822], фунт - [0,2604]) и линейного тренда μ_1 (франк - [0,0853], евро - [0,0657], фунт - [0,0696]) был больше 5%, т.е. эти регрессоры получились незначимы. Поэтому рассматривалась авторегрессия без константы и линейного тренда

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t. \quad (9)$$

Проверкой наличия лагов в авторегрессии

$$y_t = \rho_1 \cdot y_{t-1} + \rho_2 \cdot y_{t-2} + \dots + \rho_k \cdot y_{t-k} + u_t$$

по критериям AIC и BIC установлено, что наименьшие значения этих статистик достигались при лаге 1:

для франка:

Лаг 1. AIC = -7,659, BIC = -7,617;
Лаг 2. AIC = -7,598, BIC = -7,513;
Лаг 3. AIC = -7,555, BIC = -7,426;

для евро:

Лаг 1. AIC = -8,677, BIC = -8,635;
Лаг 2. AIC = -8,605, BIC = -8,520;
Лаг 3. AIC = -8,550, BIC = -8,421;

для фунта:

Лаг 1. AIC = -7,584, BIC = -7,541;
Лаг 2. AIC = -7,511, BIC = -7,426;
Лаг 3. AIC = -7,468, BIC = -7,338.

Проверка этих рядов на наличие единичных корней по тесту Дикки-Фуллера дает (в скобках – стандартная ошибка):

для швейцарского франка:

$$\Delta y_t^C = -0.07231 y_{t-1}^C + u_t^C, \quad (0.0524)$$

для евро:

$$\Delta y_t^E = -0.06677 y_{t-1}^E + u_t^E, \quad (0.05266)$$

для британского фунта:

$$\Delta y_t^G = -0.09219 y_{t-1}^G + u_t^G, \quad (0.06003)$$

Как и при часовых данных, статистика Дикки-Фуллера $\tau_{nc}^C = -1.379$, $\tau_{nc}^E = -1.2667$ и $\tau_{nc}^G = -1.5356$ больше критического значения -1.95 (табл. 1), нулевую гипотезу о наличии единичного корня отвергнуть невозможно, котировки каждой валюты описываются про-

цессом, интегрированным первого порядка I (1).

Как и в варианте с часовыми данными, методика Йохансена определения коинтеграционных отношений дает (5-7) и

$$S_{00} = \begin{pmatrix} 1,05 \cdot 10^{-5} & 1,77 \cdot 10^{-5} & 1,32 \cdot 10^{-5} \\ 1,77 \cdot 10^{-5} & 3,11 \cdot 10^{-5} & 2,16 \cdot 10^{-5} \\ 1,32 \cdot 10^{-5} & 2,16 \cdot 10^{-5} & 3,10 \cdot 10^{-5} \end{pmatrix}$$

$$S_{01} = \begin{pmatrix} -6,58 \cdot 10^{-6} & -1,17 \cdot 10^{-5} & -1,32 \cdot 10^{-5} \\ -9,82 \cdot 10^{-6} & -1,80 \cdot 10^{-5} & -2,01 \cdot 10^{-5} \\ -4,09 \cdot 10^{-6} & -7,25 \cdot 10^{-6} & -1,87 \cdot 10^{-5} \end{pmatrix}$$

$$S_{11} = \begin{pmatrix} 9,09 \cdot 10^{-5} & 1,56 \cdot 10^{-4} & 1,27 \cdot 10^{-4} \\ 1,56 \cdot 10^{-4} & 2,70 \cdot 10^{-4} & 2,18 \cdot 10^{-4} \\ 1,27 \cdot 10^{-4} & 2,18 \cdot 10^{-4} & 2,03 \cdot 10^{-4} \end{pmatrix}$$

$$B = \begin{pmatrix} 4,11 \cdot 10^{-1} & 4,78 \cdot 10^{-1} & 4,23 \cdot 10^{-1} \\ -2,08 \cdot 10^{-1} & -2,24 \cdot 10^{-1} & -3,78 \cdot 10^{-1} \\ 1,95 \cdot 10^{-1} & 2,91 \cdot 10^{-1} & 2,57 \cdot 10^{-1} \end{pmatrix}$$

Оценочные значения характеристических корней будут:

$$\lambda_1 = 0.236, \lambda_2 = 0.141, \lambda_3 = 0.0684 \quad (10)$$

Аналогично находим:

$$LR^{trace}(0) = -41[\ln(1-0.236)] +$$

$$\ln(1-0.141) + \ln(1-0.0684)] = 20.2;$$

$$LR^{trace}(1) = -41[\ln(1-0.141) + \ln(1-0.0684)] = 9.14;$$

$$LR^{trace}(2) = -41[\ln(1-0.0684)] = 2.90;$$

$$LR^{\lambda-max}(0) = -41[\ln(1-0.236)] = 11.0;$$

$$LR^{\lambda-max}(1) = -41[\ln(1-0.141)] = 6.23;$$

$$LR^{\lambda-max}(2) = -41[\ln(1-0.0684)] = 2.90.$$

Из сравнения этих данных с табличными значениями напрашивается вывод, что ранг коинтеграции равен 0, это же показывают LR^{trace} и $LR^{\lambda-max}$ статистики: 20.2 меньше $\alpha_{90} = 33.093$ (табл. 2), 11.0 меньше $\alpha_{90} = 19.796$ (табл. 3).

Таким образом получается, что коинтеграция между франком, евро и фунтом на дневных данных отсутствует.

Заключение

Итак, метод Йохансена показал, что коинтеграция сущес-

твует на часовых данных, но отсутствует на дневных, хотя данные взяты из одного временного промежутка.

Проанализируем коэффициенты вектора коинтеграции, полученного ранее при проведении теста на часовых данных

$$y_t^C - 0.571213 y_t^E - 0.008126 y_t^G \sim u_t, \quad u_t \approx N(0, \sigma^2),$$

где y_t^C , y_t^E , y_t^G - значения франка, евро и фунта без средних значений, равных в данном промежутке 0.5944, 0.9127 и 1.4467.

Иначе:

$$(\bar{y}_t^C - 0.5944) - 0.571213 \cdot$$

$$(\bar{y}_t^E - 0.9127) - 0.008126 \cdot$$

$$(\bar{y}_t^G - 1.4467) \sim u_t,$$

или

$$\bar{y}_t^C - 0.571213 \bar{y}_t^E -$$

$$0.008126 \bar{y}_t^G - 0.061301785 \sim u_t,$$

или

$$\bar{y}_t^C \sim 0.571213 \bar{y}_t^E + 0.008126 \bar{y}_t^G + 0.061301785 + u_t \quad (11)$$

Это соотношение позволяет оценивать взаимные отношения валют.

О точности расчетных значений может свидетельствовать пример, где берутся котировки валют от 5 февраля 01:00:

франк: $\bar{y}_t^C = 0.608865$,

евро: $\bar{y}_t^E = 0.9379$,

фунт: $\bar{y}_t^G = 1.4696$;

подстановка в (11) дает

$$\hat{y}_t^C = 0.535741054 + 0.011942111 + 0.061301785 = 0.60898495, \quad \text{то есть разница между реальным и расчетным значениями}$$

$$0.608865 - 0.60898495 =$$

$$= -0.000119875$$

составляет 0.02% от реальной котировки (достаточно взглянуть на рис.3).

Можно заметить, что в расчетном значении франка евро и

фунт имеют разный вес:
евро:

$$100 \cdot 0.53574 / 0.60898 = 87.99\%;$$

фунт:

$$100 \cdot 0.01194 / 0.60898 = 1.95\%.$$

то есть котировки франка и евро более связаны, чем котировки франка и фунта.

Обнаруженный нами факт отсутствия коинтеграции между валютами при использовании дневных данных объясняется тем, что часовые данные более полно отражают картину поведения валют, нежели дневные. Правильнее брать для анализа более полные данные, более короткие стандартные единицы наблюдения.

Сложно сказать, является ли рассмотренный метод анализа котировок валют европейских стран верным для принятия решения о входе той или иной страны в зону евро. Здесь учитывались данные, взятые только с рынка FOREX (то есть, непосредственно сами котировки), и не рассматривались более полные данные стран, такие как ВВП, инфляция, денежная масса, ставки рефинансирования,

уровень безработицы и т.п. Тем не менее, можно с уверенностью говорить, что применение подобного метода анализа при использовании более полной информации представляет интерес для получения более объективных оценок.

В настоящее время на территории стран СНГ часто появляются разговоры о введении единой валюты для ряда стран (Россия, Беларусь, Казахстан). Прежде, чем вводить таковую, нужно хорошо проанализировать состояние экономик, привести к единым показателям экономические данные. Нужно добиться такого состояния, чтобы изменения курсов валют для каждой страны были достаточно похожи. Так как котировки, в основном, представляют собой нестационарные процессы, то вышеописанный анализ было бы интересно провести и для курсов национальных валют стран СНГ. Наличие связи между валютами дало бы дополнительную пищу для размышления о целесообразности введения единой валюты. В данном

случае, правда, возникает сложность со сбором информации, так как история национальных валют невелика и мало доступна. К тому же, в каждой стране существует масса ограничений на операции с валютой, активное участие в формировании курса национальной валюты ведут Центральные банки - нельзя сказать, что курс формируется рыночным путем – это может дать некорректные результаты.

Наконец, следует заметить, что возможный спектр применения методов коинтеграционного анализа типа метода Йохансена в экономике чрезвычайно широк. Вне сомнения, метод нахождения размерности коинтеграционного пространства, а также самих коинтеграционных векторов, в силу своей универсальности своей структуры, найдет широкое применение в практике статистических исследований для анализа динамики развития экономических показателей России.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Цыплаков А. А. Некоторые эконоиметрические методы. Метод максимального правдоподобия в эконоиметрии. - Новосибирск, 1997.
2. Enders W. (1992). Applied Econometric Time Series. New York: John Wiley & Sons.
3. Engle, R.F., C.W.J. Granger (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
4. Johansen S. Statistical Analysis of Cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (1988), 231-254.
5. Ибрагимов Н. М., Карпенко В. В., Коломак Е. А., Суслов В. И. Регрессионный анализ. - Новосибирск, 1997.
6. Каракин А. Е. Макроэкономический анализ российской инфляции. - Новосибирск, 1997.
7. Greene, W. H. Econometric Analysis.- New York: Macmillan; London: Collier Macmillan, (1990).
8. Herman J. Bierens. Cointegration Analysis. Pennsylvania State University, and Tilburg University.
9. Herman J. Bierens. Nonparametric Cointegration Analysis. Southern Methodist University, Dallas, Texas, U.S.A., and Tilburg University, the Netherlands.
10. Johansen S. and Juselius K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (1990), 169-210.
11. Johansen S. and Juselius K. How to Control Inflation (2000).
12. Johansen S. A Correction Factor for the Test for Cointegration Rank (2000).
13. Yin-Wong Cheung and Menzie Chinn. Integration, Cointegration and the Forecast Consistency of Structural Exchange Rates Models. - Department of Economics, University of California (1995).
14. <http://www.nsu.ru/ef/tsy> - сайт Александра Цыплакова.

□ Авторы статьи:

Гарагулов
Мурад Меретгельдыевич
- аспирант Новосибирского Государственного Университета

Речко
Галина Николаевна
-канд экон наук доц каф вычислительной
техники и информационных технологий