

УДК 519.254

КЛАССИФИКАЦИЯ ДИНАМИЧЕСКИХ РЯДОВ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ С ПОМОЩЬЮ ПРОЦЕДУРЫ ДОЛАДО

Горячих С. Ю., студент гр. ПИ-101, 5 курс

Научный руководитель: А. Г. Пимонов, д. т. н., профессор

Кузбасский государственный технический университет имени Т.Ф. Горбачева
г. Кемерово

В последние годы в эконометрической литературе большое внимание уделяется исследованию рядов динамики макроэкономических показателей. Такое исследование предполагает выявление и изучение долговременных связей между различными макроэкономическими показателями и построение эконометрических моделей таких связей. Однако при построении моделей связей в долгосрочной перспективе необходимо учитывать факт наличия или отсутствия у анализируемых макроэкономических рядов стохастического (недетерминированного) тренда. Иначе говоря, приходится решать вопрос об отнесении каждого из рассматриваемых рядов к классу рядов [1], стационарных относительно детерминированного тренда (или просто стационарных) – TS (trend stationary) ряды, или к классу рядов, имеющих стохастический тренд (возможно, наряду с детерминированным трендом) и приводящихся к стационарному (или стационарному относительно детерминированного тренда) ряду только путем однократного или k -кратного дифференцирования ряда – DS (difference stationary) ряды.

Между этими двумя классами рядов есть принципиальное отличие. В случае TS-ряда вычитание из ряда соответствующего детерминированного тренда приводит к стационарному ряду, тогда как в случае DS-ряда вычитание детерминированной составляющей ряда оставляет ряд нестационарным из-за наличия у него стохастического тренда.

TS-ряды имеют линию тренда в качестве некоторой «центральной линии», которой следует траектория ряда, находясь то выше, то ниже этой линии, с достаточно частой сменой положений выше-ниже. DS-ряды помимо детерминированного тренда (если таковой имеется) имеют еще и так называемый стохастический тренд, из-за присутствия которого траектория DS-ряда весьма долго пребывает по одну сторону от линии детерминированного тренда (выше или ниже соответствующей прямой), удаляясь от нее на значительные расстояния, так что в этом случае линия детерминированного тренда перестает играть роль «центральной» линии, вокруг которой колеблется траектория процесса.

В TS-рядах влияние предыдущих шоковых воздействий затухает с течением времени, а в DS-рядах такое затухание отсутствует, и каждый отдель-

ный шок влияет с одинаковой силой на все последующие значения ряда. Поэтому наличие стохастического тренда требует проведения определенной экономической политики для возвращения макроэкономической переменной к ее долговременной перспективе, тогда как при отсутствии стохастического тренда серьезных усилий для достижения такой цели не требуется – в этом случае макроэкономическая переменная «скользит» вдоль линии тренда как направляющей, пересекая ее достаточно часто и не уклоняясь от этой линии сколько-нибудь далеко.

Итак, построение адекватной модели макроэкономического ряда, которую можно использовать для описания динамики ряда и прогнозирования его будущих значений, и адекватных моделей связей этого ряда с другими макроэкономическими рядами невозможно без выяснения природы этого ряда и природы рядов, с ним связываемых, т. е. без выяснения принадлежности ряда к одному из двух указанных классов [1].

В настоящее время нами ведется разработка программного инструментария для классификации и эконометрического анализа динамических рядов макроэкономических показателей. В его основу легла так называемая многовариантная процедура проверки гипотезы единичного корня с использованием критерия Дики-Фуллера или процедура Доладо [2]. Она позволяет последовательно перебирать различные комбинации оцениваемой статистической модели (SM) и процесса порождения данных (DGP).

В процессе исследования производится оценка трех статистических моделей:

1. $\Delta x_t = \alpha + \beta t + \varphi x_{t-1} (+ \sum_{j=1}^{p-1} \theta_j \Delta x_{t-j}) + \varepsilon_t ;$
2. $\Delta x_t = \alpha + \varphi x_{t-1} (+ \sum_{j=1}^{p-1} \theta_j \Delta x_{t-j}) + \varepsilon_t ;$
3. $\Delta x_t = \varphi x_{t-1} (+ \sum_{j=1}^{p-1} \theta_j \Delta x_{t-j}) + \varepsilon_t .$

Для простоты иллюстрации данной процедуры предположим, что рассматриваемый ряд порождается моделью авторегрессии первого порядка возможно с поправкой на линейный тренд.

На шаге 1 процедуры Доладо оценивается статистическая модель, допускающая наличие тренда, содержащая в правой части уравнения константу и трендовую составляющую: SM: $\Delta x_t = \alpha + \beta t + \phi x_{t-1} + \varepsilon_t, t = 2, \dots, T$, и при использовании таблицы критических значений предполагается, что данные порождаются моделью: DGP: $\Delta x_t = \alpha + \varepsilon_t, t = 2, \dots, T$.

Это естественная пара: реализация с видимым трендом (сносом). Критерий принадлежности ряда классу DS формулируется как критерий единичного корня в авторегрессионном представлении ряда. Проверяемой в рамках данной статистической модели является гипотеза $H_0 : \phi = 0$; альтернативная гипотеза $H_A : \phi < 0$. Получаемое в результате оценивания такой расширенной модели значение t -статистики критерия Дики – Фуллера сравнивается с критическим значением, соответствующим предположению, что данные порождаются моделью случайного блуждания со сносом. Это критическое значение не зависит от того, $\alpha = 0$ или $\alpha \neq 0$.

Если гипотеза $H_0 : \phi = 0$ отвергается этим критерием, то гипотеза о наличии единичного корня тем самым отвергается окончательно. Дело в том, что если $H_0 : \phi = 0$ отвергнута при DGP: $\Delta x_t = \alpha + \varepsilon_t$ (с $\alpha = 0$ или $\alpha \neq 0$), то она тем более будет отвергнута при DGP: $\Delta x_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$, $\beta \neq 0$, т. к. в последнем случае значение $t_{\text{крит}}$ выше.

Шаг 2.

Если на шаге 1 гипотеза $H_0 : \phi = 0$ не была отвергнута, то возможны две причины:

- 1) действительно, $\phi = 0$;
- 2) $\phi \neq 0$, но гипотеза $H_0 : \phi = 0$ не была отвергнута из-за того, что исходили из DGP с $\beta = 0$, тогда как в действительности имел место DGP: $\Delta x_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$, $\beta \neq 0$.

В связи с последней возможностью на шаге 2 производится проверка гипотезы $H_0 : \beta = 0$ в рамках SM: $\Delta x_t = \alpha + \beta t + \phi x_{t-1} + \varepsilon_t$, но с DGP: $\Delta x_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$, $\beta \neq 0$.

Если гипотеза $H_0 : \beta = 0$ здесь не отвергнута, то это означает для нас, что на первом шаге гипотеза $\phi = 0$ не была отвергнута не из-за использования критических значений, соответствующих DGP с $\beta = 0$.

Если же гипотеза $H_0 : \beta = 0$ оказалась отвергнутой, то следует повторить проверку гипотезы $\phi = 0$ в рамках SM: $x_t = \alpha + \beta t + \phi x_{t-1} + \varepsilon_t$, но уже опираясь на DGP: $\Delta x_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$, $\beta \neq 0$.

И теперь уже, если гипотеза $\phi = 0$ будет отвергнута, то отвергнута окончательно. Если же она не отвергнута, то принимаем модель $\Delta x_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$, $\beta \neq 0$.

Шаг 3.

Мы попадаем на шаг 3, не отвергнув гипотезу единичного корня в рамках статистической модели SM: $x_t = \alpha + \beta t + \phi x_{t-1} + \varepsilon_t$. Возможно, что это связано с пониженной мощностью критериев из-за включения в модель лишней объясняющей переменной t .

В связи с этим, на шаге 3 мы переходим к модели SM: $\Delta x = \alpha + \phi x_{t-1} + \varepsilon_t$ без трендовой составляющей и проверяем гипотезу $\phi = 0$ (против $\phi < 0$). Они получены в предположении DGP: $\Delta x = \varepsilon_t$. И опять, если гипотеза $H_0 : \phi = 0$ отвергается, то отвергается окончательно (по тем же причинам, что и на шаге 1).

Шаг 4.

Если на шаге 3 гипотеза $\phi = 0$ не отвергается, то выясняется причастность к этому включения в SM сноса a . С этой целью производится проверка гипотезы $\alpha = 0$ в рамках статистической модели SM: $= \alpha + \phi x_{t-1} + \varepsilon_t$, но с DGP: $\Delta x = \varepsilon_t$.

Если при этом гипотеза $\alpha = 0$ не отвергается, то мы не считаем тогда, что неотвержение $\phi = 0$ на предыдущем этапе было связано с опорой на

DGP с $\alpha = 0$. Если же гипотеза $\alpha = 0$ оказалась отвергнутой, то производится повторная проверка гипотезы $H_0: \phi = 0$ в рамках SM: $x_t = \alpha + \phi x_{t-1} + \varepsilon_t$, но с опорой на DGP: $= \alpha + \varepsilon_t$ с $\alpha \neq 0$. В этом случае t -статистика для $\alpha = 0$ опять асимптотически нормальна, и опираясь на ее значение, мы либо отвергаем гипотезу $H_0: \phi = 0$ окончательно либо принимаем модель $\Delta x_t = \alpha + \varepsilon_t$ с $\alpha \neq 0$.

Шаг 5.

Наконец, если и на шаге 4 гипотеза $H_0: \phi = 0$ не была отвергнута, остается последняя возможность сделать это в рамках статистической модели SM: $x_t = \phi x_{t-1} + \varepsilon_t$. И теперь уже каждое из двух возможных решений – окончательное: если $H_0: \phi = 0$ отвергается, следовательно единичного корня нет; $H_0: \phi = 0$ не отвергается, следовательно $\Delta x_t = \varepsilon_t$.

Таким образом, процедура Доладо помогает ответить на вопрос, является ли исследуемый временной ряд рядом типа TS или рядом типа DS, с шестью вариантами ответа, которые представлены в таблице 1.

Таблица 1 – Варианты исследования рядов на стационарность

№	Единичные корни	Стационарность	Тип	Вид модели
1	Нет	Стационарный относительно тренда	TS	$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \varphi x_{t-1} \left(+ \sum_{j=1}^{p-1} \theta_j \Delta x_{t-j} \right) + \varepsilon_t$
2	Есть	Нестационарный	DS	$\Delta x_t = \alpha + \beta t \left(+ \sum_{j=1}^{p-1} \theta_j \Delta x_{t-j} \right) + \varepsilon_t$
3	Нет	Стационарный	TS	$\Delta x_t = \alpha + \varphi x_{t-1} \left(+ \sum_{j=1}^{p-1} \theta_j \Delta x_{t-j} \right) + \varepsilon_t$
4	Есть	Нестационарный	DS	$\Delta x_t = \alpha \left(+ \sum_{j=1}^{p-1} \theta_j \Delta x_{t-j} \right) + \varepsilon_t$
5	Нет	Стационарный	TS	$\Delta x_t = \varphi x_{t-1} \left(+ \sum_{j=1}^{p-1} \theta_j \Delta x_{t-j} \right) + \varepsilon_t$
6	Есть	Нестационарный	DS	$\Delta x_t = \left(\sum_{j=1}^{p-1} \theta_j \Delta x_{t-j} \right) + \varepsilon_t$

В результате такого исследования мы не только классифицируем временной ряд, но и определим вид статистической модели наряду с оцениванием ее параметров.

Список литературы:

1. Дробышевский, С. Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей / С. Дробышевский, В. Носко, Р. Энтов; под ред. С. Синельникова-Мурылева. – Москва: Институт экономики переходного периода, 2001. – 172 с.
2. Носко, В. П. Эконометрика. Введение в регрессионный анализ временных рядов. – Москва, 2002. – 254 с.