# ПРАВИТЕЛЬСТВО РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ «ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ»

Факультет компьютерных наук Департамент программной инженерии

Cambelonicibiian paoola 3121 (Cl 1)	Самостоятельная	работа.	<b>№1</b> (	(CP1)	,
-------------------------------------	-----------------	---------	-------------	-------	---

"Анализ и прогнозирование временных рядов: ARIMA – модели"

Исполнитель студент группы БПИ-227 \_\_\_\_\_/ А.В. Артемьев / «\_10\_» \_\_\_\_ апреля\_\_\_ 2025 г.

# СОДЕРЖАНИЕ

1. Введение	3
2. Исходные данные	4
2.1 Описательная таблица исходных данных	
2.2 Графическое представление временных рядов	4
2.3 Анализ динамики временного ряда	5
2.4 Расчет и описание дескриптивных статистик	7
3. Анализ временных рядов	
3.1. Основные компоненты временного ряда	
3.2. Наличие тренда	11
3.3. Структурные сдвиги.	11
4. Методология Бокса-Дженкинса	13
4.1. Порядок интегрируемости процесса	
5. Заключение	14
6. Список используемой литературы	15
7. Приложения	16

#### 1. Введение

Анализ динамики преступности является важной задачей, поскольку он позволяет оценить качество жизни, устойчивость социальных институтов и эффективность мер государственной безопасности. В данной работе исследуется изменение показателя количества умышленных убийств на 100 000 человек населения. Этот показатель отражает не только уровень насилия в обществе, но и результаты социально-экономических и правовых преобразований, происходящих в стране.

Выбор исследования сконцентрирован на двух контрастных странах — Соединённых Штатах Америки и Японии. США традиционно характеризуются более высокими значениями данного показателя, что отражает сложность социально-экономических и культурных факторов, влияющих на уровень преступности, а также подчёркивает особенности политико-правовой системы. В свою очередь, Япония показывает стабильные и низкие значения количества умышленных убийств, что обусловлено высоким уровнем социального контроля и специфической культурой правопорядка. Такой контраст позволяет провести глубокий сравнительный анализ динамики временных рядов и оценить особенности структурных сдвигов и трендовых компонентов в данных странах.

Исследование охватывает как исторический, так и современный периоды, что даёт возможность изучить как долгосрочные тренды, так и краткосрочные колебания. Помимо анализа исходных данных и описательной статистики, работа нацелена на определение типа процесса (трендового или стационарного с структурными сдвигами) и выявление ключевых особенностей временных рядов с помощью автокорреляционных функций (АСF и PACF). Эти инструменты помогут сформировать предположения о наличии тренда и структурных изменений, что является отправной точкой для построения моделей ARIMA.

## 2. Исходные данные

## 2.1 Описательная таблица исходных данных

В качестве исходных данных (Приложение 1) используется ежегодное наблюдение показателя «количество умышленных убийств на 100 000 населения» для двух выбранных стран: США и Японии. Таблица 1 более детально описывает первоначальную выборку:

Анализируемый показатель и его единица	Количество умышленных убийств на
измерения	100 000 населения
Анализируемые страны	США, Япония
Источник данных(ссылка)	<u>United Nations Office on Drugs and Crime</u>
Период наблюдения	1990 - 2022
Количество наблюдений	33

Таблица 1. Описание исходных данных

## 2.2 Графическое представление временных рядов

Для визуализации динамики показателя построены графики временных рядов для каждой из стран — Рисунок 1 и Рисунок 2:

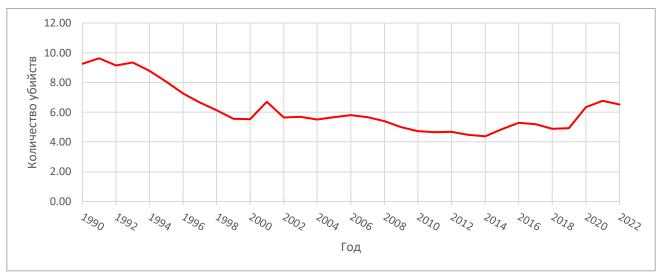


Рисунок 1. Динамика умышленных убийств на 100 000 человек населения в США, 1990–2022 гг.

На первом графике по оси **X** отложены годы (с 1990 по 2022), а по оси **Y** — показатель количества умышленных убийств в расчёте на 100 000 населения. Стоит отметить, что в начале исследуемого периода (с 1990 по 1994 год) значение показателя находилось в районе 9–10 убийств на 100 000 человек, затем наблюдается устойчивый спад, который длится до 2014 года. В целом тенденции к снижению сохраняется, после середины 1990-х годов, хотя могут встречаться небольшие колебания вверх или вниз на разных временных отрезках. После 2014 года, значение показателя начинает расти и к 2020-м годам выходит на уровень 2001 года.

Таким образом, график для США демонстрирует долговременное снижение уровня умышленных убийств, но с периодическими не большими скачками, что может свидетельствовать о влиянии экономических, социальных или законодательных изменений.

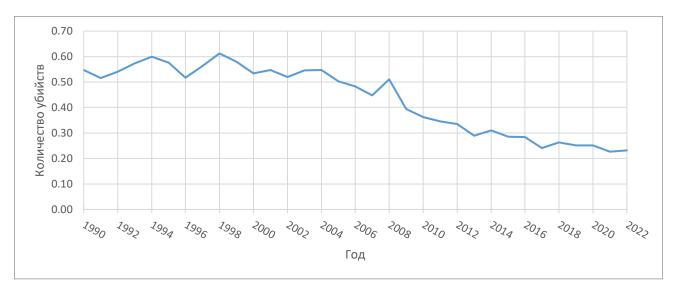


Рисунок 2. Динамика умышленных убийств на 100 000 человек населения в Японии, 1990-2022 гг.

Второй график аналогично отражает изменения количества умышленных убийств, но уже в Японии. По оси **X** снова отложены годы (1980–2022), а по оси **Y** – тот же показатель (чел./100 000). При этом масштаб по вертикальной оси заметно ниже, что обусловлено значительно меньшими значениями показателя в Японии. Из графика следует, что показатель в начале 1990-х годов находился в интервале 0,5–0,6 убийств на 100 000 населения, и оставался в этом диапазоне до 2004 года. Также на этом промежутке (с 1990 по 2004 год), нет заметного тренда – исследуемая метрика колеблется в рассматриваемом диапазоне. Начиная с 2004 года, появляется устойчивый тренд на снижение показателя (который прерывается скачком в 2008 году), что привело к снижению с 0,55 почти до 0,2 убийств на 100000 населения к 2022 году. Причём кривая с 2009 года не показывает резких скачков. Это говорит о высокой стабильности социальных и правовых институтов Японии на протяжении рассматриваемого интервала

## 2.3 Анализ динамики временного ряда

Следующая задача — рассчитать показатели приращения, а именно приросты и темпы прироста. Рассматриваемые показатели динамики помогут выявить краткосрочные колебания, а также общее направление и скорость изменения анализируемого показателя за исследуемый период. Показатели динамики находим по следующим формулам:

Прирост : 
$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$
 Темп прироста :  $T_t = \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} * 100\%$ 

Анализируя рассчитанные значения показателей (Приложение 2), можем сделать следующие выводы.

Для США начальный показатель в 1990 году составлял 9,25, а к 2022 году снизился до 6,51. Несмотря на то что в целом наблюдается долгосрочная тенденция к снижению, в ряде лет фиксируются существенные скачки вверх.

С середины 1990-х вплоть до конца десятилетия (1994—1999 гг.) наблюдается непрерывное отрицательное приращение (от -0.55 до -0.58), а темпы прироста достигают значений  $-5 \dots -9\%$ . Самый заметный спад в этот период — в 1996 году (-9.97%), что свидетельствует о последовательном падении показателя почти на 1 единицу в год.

Подобные периоды снижения периодически повторяются и в 2000-х (например, 2002: –15,57%, 2008: –4,86%), но в меньшем масштабе. Вероятно, постепенное снижение уровня преступности связано с изменениями в законодательстве, политике правосудия и

усилении правоохранительных мероприятий, которые происходят последние 30 лет в США.

Наибольшие одноразовые скачки отмечаются в 2001 году (прирост +1,16 при темпе +20,92%) и в 2020 году (прирост +1,42 при темпе +28,77%). Это говорит о резком увеличении количества убийств по сравнению с предыдущим годом. Одной из гипотез является влияние террористических атак 11 сентября 2001 года, которые привели к перераспределению ресурсов правоохранительных органов и изменению тактики реагирования на преступления в крупных городах. В 2020 году резкое увеличение показателя во многом объясняется масштабными социальными и экономическими потрясениями, вызванными пандемией COVID-19.

Также существенный рост наблюдается в 2015-2016 гг. (около +11,10% и +8,62% соответственно), что прерывает несколько лет относительной стабильности.

Анализ временного ряда по количеству умышленных убийств на 100 000 человек населения в Японии показывает, что за период с 1990 по 2022 год показатель снизился с 0,55 до 0,23. Таким образом, общее снижение составило около 58% что свидетельствует о значительном снижении уровня насильственной преступности в стране. Как и в случае с США, в японском временном ряду наблюдаются как долгосрочные тренды, так и краткосрочные колебания. Однако колебания в Японии значительно менее выражены, а абсолютные значения — существенно ниже.

В начале рассматриваемого периода (1990 – 1994 года) показатель умеренно растет: приросты по 0,03% и темпы прироста до 6%. Следующие 5 лет, до конца тысячелетия, можем наблюдать череду спадов (1996 год, темп прироста -10,16) и подъемов (1998 год, темп прироста – 8,91). Этот период в Японии имеет характерное название — "Потерянное десятилетие", во время которого росла безработица и происходил экономический застой. Вероятно, социальная и экономическая нестабильность привела к резким изменения в количестве умышленных убийств в Японии в этот промежуток истории.

Новое тысячелетие же задает тренд на снижение преступности вплоть до 2022 года с небольшими ежегодными отрицательными приростами 0 ... -0.05. Исключением в этом периоде стабильного уменьшения показателя стал 2008 год, с приростом 0,06 и темпом 13,88. Окончание этапа "Потерянного десятилетие" привело к стабильности в сфере преступности и постепенному снижению показателя. Мировой финансовый кризис 2008 года, предположительно одно из решающих событий, что вызвало такой резкий скачок количества убийств.

В США за весь рассматриваемый период произошло снижение показателя почти на 30%. То есть в относительном выражении сокращение в Японии почти в 2 раза сильнее. Абсолютный уровень умышленных убийств в США на протяжении всего периода в разы превышает японский: в начале 1990-х — более чем в 16 раз (9,25 и 0,55), в 2022 году — почти в 28 раз (6,51 и 0,23). Япония, напротив, характеризуется монотонным, стабильным снижением, без длительных фаз роста и без структурных переломов в последние годы, в то время как США, несмотря на общее снижение с начала 1990-х годов, характеризуются более высокой нестабильностью и существенно более высоким уровнем убийств. Это может быть связано как с различиями в культуре, уровне неравенства и доступе к оружию, так и с особенностями уголовной статистики и подходов к правоохранительной деятельности.

## 2.4 Расчет и описание дескриптивных статистик

Для анализа были рассчитаны основные дескриптивные статистики, используя R и библиотеку "psych", по показателю числа умышленных убийств на 100 000 человек населения за 33 года для двух стран (Приложение 3).

- **1.** Среднее значение (mean) 6.19(США) и 0.43(Япония). Средний уровень умышленных убийств в США в 14 раз выше, чем в Японии, что свидетельствует о значительно более высоком уровне насильственной преступности в США.
- **2.** Стандартное отклонение (sd) 1.55(США) и 0.13(Япония). В США наблюдается гораздо большая вариативность значений, тогда как в Японии уровень умышленных убийств отличается стабильностью.
- **3.** Медиана (median) 5.66(США) и 0.5(Япония). Половина значений в США выше 5.66, а в Японии выше 0.50. Это говорит о сохранении относительно высоких значений в США и низких в Японии в течение всего периода.
- **4.** Минимальное и максимальное значение (min и max) от 4.38 до 9.63 (США) и от 0.23 до 0.61 (Япония). Даже максимум в Японии ниже минимума в США.
- **5.** Размах (range) 5.25(США) и 0.39(Япония). Размах в Японии в абсолютном выражении почти в 13 раз меньше, чем в США

США характеризуются высоким и нестабильным уровнем умышленных убийств, подверженным колебаниям. В Японии уровень убийств стабильно низкий, с минимальными изменениями по годам. Полученные статистики подчёркивают значительные социальные и институциональные различия между странами, влияющие на безопасность и уровень преступности.

## 3. Анализ временных рядов

## 3.1. Основные компоненты временного ряда

Мы уже поняли, что оба временных ряда имеют тренд снижения количества умышленных убийств на 100000 населения. Для более явного выделения трендовой компоненты воспользуемся одним из основных подходов — использование скользящего среднего и построим график с линией тренда для каждой страны:

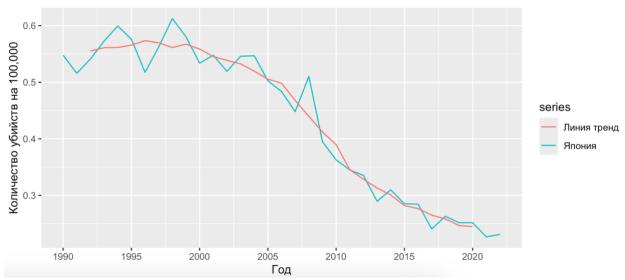


Рисунок 3. Количество умышленных убийств в Японии с 1990 по 2022 гг. с указанием тренда

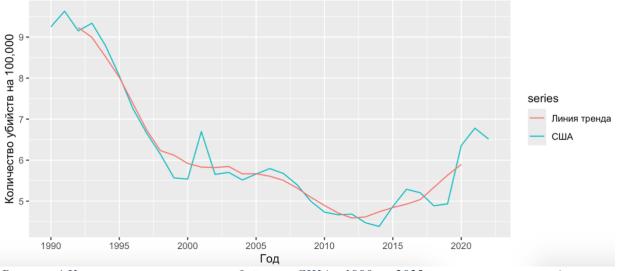


Рисунок 4.Количество умышленных убийств в США с 1990 по 2022 гг. с указанием тренда

Для временного ряда Японии тренд уверенно уходит вниз в течение всего периода наблюдения. К середине 2020-х годов показатель становится совсем низким, вплоть до 0,2. Причем снижение трендовой линии выглядит более равномерным, чем в США. Такой стабильный нисходящий долгосрочный тренд отражает высокую степень социального контроля и эффективность мер правопорядка. Динамика снижения похожа на график  $y = -c\sqrt[3]{x}$ , но если не рассматривать 1990-е года, то динамика тренда почти линейна

Временной ряд США демонстрирует ярко выраженную фазу снижения во временном промежутке с 1990 по 2015, а затем слабый, но заметный рост, указывающий на возможные изменения в социально-экономических и правовых условиях. Нисходящая динамика тренда имеет схожее строение с параболой.

Следующий шаг – исследование коррелограммы и ACF/PACF. Используя R построим коррелограммы для автокорреляционной функции и частной автокорреляционной функции (значения функций ACF и PACF в приложении 4):

## ACF для США

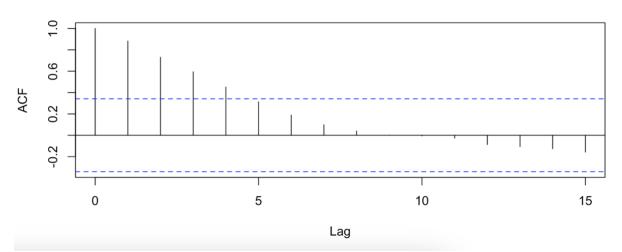


Рисунок 5. АСГ количества умышленных убийств в США с 1990 по 2022 гг.

Значения при лагах 1—3 остаются весьма высокими, что говорит о сильной зависимости текущих наблюдений от предыдущих, характерной для ряда с выраженным трендом. Постепенное снижение значений до нулевых (приблизительно начиная с лага 8—9) указывает, что основная зависимость сосредоточена на ранних лагах. Можно сделать вывод о не стационарности из-за тренда.

#### PACF для США

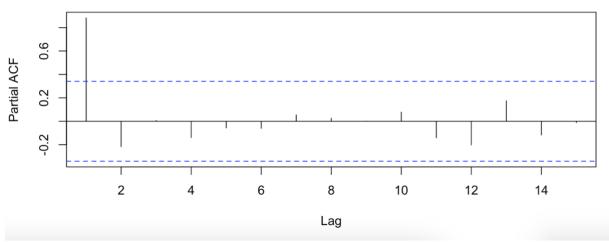


Рисунок 6.РАСГ количества умышленных убийств в США с 1990 по 2022 гг.

Очень высокая корреляция на первом лаге (0,882) подтверждает, что сразу после одного периода наблюдается сильная зависимость, связанная с трендовым эффектом. Резкое снижение после первого лага и наличие малых значений (-0,2 ... 0,1) на последующих лагах подтверждают, что основная зависимость реализована через первый лаг, что типично для нестационарных процессов с трендом.

### **АС** Едля Японии

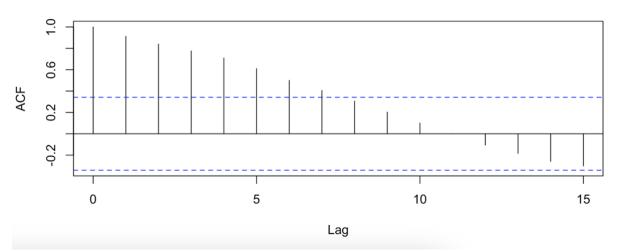


Рисунок 7.АСГ количества умышленных убийств в Японии с 1990 по 2022 гг.

Очень высокие значения автокорреляций для первых четырех лагов (от 0.912 до 0.709) указывают на наличие сильного тренда и долгосрочной зависимости между наблюдениями. Медленный спад автокорреляций до значений, близких к нулю (и даже отрицательных, начиная с лага 12), свидетельствует о постепенном снижении влияния предыдущих периодов — характерно для ряда с устойчивой трендовой компонентой.

## PACF для Японии

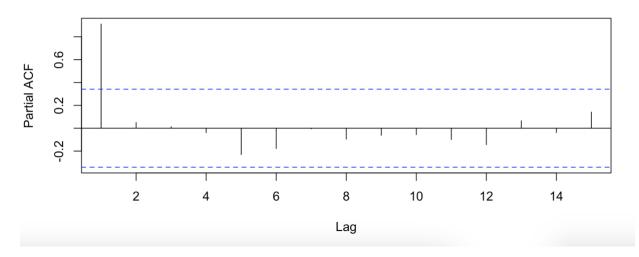


Рисунок 8. РАСГ количества умышленных убийств в Японии с 1990 по 2022 гг.

Высокое значение на первом лаге (0.912) подтверждает первичную зависимость, вызванную наличием тренда, аналогично наблюдаемой на графике РАСГ США.

И для США, и для Японии первые лаги АСF и РАСF имеют очень высокие значения, что указывает на наличие устойчивой трендовой компоненты. При этом АСF убывает медленно, что характерно для нестационарных процессов, где долгосрочная зависимость сохраняется на многих лагах. Основной признак стационарности — быстрое затухание автокорреляций до незначимых значений. В наблюдаемых рядах автокорреляции остаются значимыми для первых нескольких лагов, что свидетельствует

о не стационарности. Хотя обе выборки указывают на наличие тренда, динамика изменений в США имеет более выраженные скачки и может содержать структурные сдвиги, в то время как японский ряд демонстрирует более плавное и равномерное снижение.

## 3.2. Наличие тренда

Для проверки гипотезы о существовании / отсутствии тренда можно воспользоваться следующими тестами: критерий серий, основанный на медиане выборке; метод Фостера-Стюарта; критерий "восходящих" и "нисходящих" серий и другие. Исследуемые временные ряды США и Японии проверим, используя критерий серий, основанный на медиане выборке (Приложение 5). Для данного критерия получим следующие значения статистик:

1) Количество умышленных убийств на 100000 человек в США с 1990 по 2022 гг.

Гипотеза  $H_0$ :  $\mu = const($ о случайности ряда, отсутсвии тренда)

Альтернативна гипотеза  $H_1$ :  $\mu \neq const($ присутсвие тренда)

Рассчитанная Z-статистика: -2.8271

p-value = 0.004697

медиана выборки: 5.660824

Полученный p-value <0.05(стандартный уровень значимости). Следовательно, мы отклоняем нулевую гипотезу, что в свою очередь говорит о наличии тренда для данных США.

2) Количество умышленных убийств на 100000 человек в Японии с 1990 по 2022 гг.

Гипотеза  $H_0$ :  $\mu = const($ о случайности ряда, отсутсвии тренда)

Альтернативна гипотеза  $H_1$ :  $\mu \neq const(присутсвие тренда)$ 

Рассчитанная Z-статистика: -4.5974

p-value = 4.277e-06

медиана выборки: 0.5026841

Полученный p-value <0.05(стандартный уровень значимости). Аналогично заключаем, о наличии тренда во временном ряде количества умышленных убийств на 100000 человек в Японии.

Таким образом, для обоих временных рядов (США и Япония) можно сделать статистически обоснованный вывод о наличии тренда, что указывает на систематические изменения в уровне умышленных убийств на протяжении исследуемого периода.

## 3.3. Структурные сдвиги.

Для обнаружения структурных сдвигов можно использовать тест Чоу, тест Quandt Likelihood Ratio, тест Бай-Перрона и другие. В целом на графиках временных рядов США и Японии, выделяются явные точки со скачками — 2001 и 2008 годы соответственно. Поэтому попробуем не рассчитывать F статистику для каждой точки на основе теста Бай-Перрона (в случае если это не окажется структурным сдвигом, вернемся к этому тесту). Проведем тест Чоу для двух временных рядов (Приложение 6).

1) Количество умышленных убийств на 100000 человек в США с 1990 по 2022 гг.

Гипотеза  $H_0$ : нет структруного изменения

Альтернативна гипотеза  $H_1$ : есть структурное изменение

Рассчитанная F-статистика: 32.084

p-value = 4.47e-08

Полученный p-value <0.05(стандартный уровень значимости). Следовательно, мы отклоняем нулевую гипотезу, что в свою очередь говорит о наличии структурного изменения для данных США.

2) Количество умышленных убийств на 100000 человек в Японии с 1990 по 2022 гг.

Гипотеза  $H_0$ : нет структруного изменения

Альтернативна гипотеза  $H_1$ : есть структурное изменение

Рассчитанная F-статистика: 22.111

p-value = 1.471e-06

Полученный p-value <0.05(стандартный уровень значимости). Следовательно, мы отклоняем нулевую гипотезу, что в свою очередь говорит о наличии структурного изменения для данных Японии.

Таким образом структурные сдвиги наблюдаются и во временном ряду США, и во временном ряду Японии. Для США одной из гипотез является влияние террористических атак 11 сентября 2001 года, которые привели к перераспределению ресурсов правоохранительных органов и изменению тактики реагирования на преступления в крупных городах, что привело к такому структурному сдвигу в точке со скачком без изменения угла наклона. Для Японии вероятно мировой финансовый кризис 2008 года, предположительно одно из решающих событий, что вызвало такой резкий скачок количества убийств. Итоговый вывод по расчетам в этом разделе можно наблюдать в следующей таблице:

	США	япония гиноп Р		
Наличие тренда	$H_0$ : $\mu = const$ (об отсутсвии тренда)	$H_0$ : $\mu = const$ (об отсутсвии тренда)		
1	Z-статистика: -2.8271	Z-статистика: -4.5974		
	p-value = 0.004697	p-value = 4.277e-06		
	Вывод: нулевая гипотеза отклоняется, тренд	Вывод: нулевая гипотеза отклоняется,		
T.T.	присутствует	тренд присутствует		
Наличие	$H_0$ : нет структруного изменения	$H_0$ : нет структруного изменения		
структурного				
сдвига	F-статистика: 32.084	F-статистика: 22.111		
	p-value = 4.47e-08	p-value = 1.471e-06		
	Вывод: нулевая гипотеза отклоняется, структурный сдвиг есть (в точке 2001)	Вывод: нулевая гипотеза отклоняется, структурный сдвиг есть (в точке 2006)		

Таблица 2.Результаты анализа временных рядов

# 4. Методология Бокса-Дженкинса

# 4.1. Порядок интегрируемости процесса

Для определения того, стационарен ли ряд можно использовать следующие тесты: расширенный Дики-Фуллера, Филлипса-Перрона, KPSS, DHF, HEGY, Perron-test и другие. Для определения стационарен ряд или нет, проведем тесты Дики-Фуллера, Филлипса-Перрона и KPSS, которые имеют следующие достоинства и недостатки:

Тест	Достоинства	Недостатки	
ADF	Прост в применении,	Чувствителен к выбору лагов, может	
	популярный	иметь низкую мощность	
РР Корректирует проблемы		Может давать разные результаты по	
	автокорреляции и	сравнению с ADF	
	гетероскедастичности		
KPSS	Дополняет ADF/PP	Может ошибочно отклонять Н₀ при	
		кратковременной нестабильности	

Таблица 3. Достоинства и недостатки тестов единичного корня

# Результаты тестов занесем в следующую таблицу (Сами тесты – Приложение 7):

	CIIIA					
BP	Тест	Нулевая гипотеза Статистика р-va		p-value	Вывод	
	ADF (с трендом)	Ряд нестационарен (есть корень) -0,9951		-	Не стационарен	
у	у РР (с трендом) Ряд нестационарен (есть корень)		-0,459	-	Не стационарен	
KPSS (с грендом) Ряд стационарен по т		Ряд стационарен по тренду	0,20738	0.01323	Не стационарен	
	ADF (с трендом) Ряд нестационарен (есть корень)		-3.3577	-	Стационарен	
Δ	т (с трендом) тяд нестационарен (ес		-5.843	-	Стационарен	
У	KPSS (с трендом)	Ряд стационарен по тренду	0.0659	0.1	Стационарен	

#### Япония

ВР	Тест	Нулевая гипотеза	Статистика критерия	p-value	Вывод
	ADF (с трендом) Ряд нестационарен (есть корень)		-2,434	-	Не стационарен
У	у РР (с трендом) Ряд нестационарен (есть корень)		-2,357	-	Не стационарен
КРSS (с трендом) Ряд стационарен по тренду		Ряд стационарен по тренду	0,1861	0,0212	Не стационарен
	ADF (с трендом) Ряд нестационарен (есть корень)		-2,812	-	Не стационарен
Δ	гг (с грендом) гяд нестационарен (есть корень)		-7,226	-	Стационарен
у КРSS (с трендом)		Ряд стационарен по тренду	0,1453	0,051	Почти Стационарен

Таким образом исходные ряды для США и Японии не стационарные. А ряды — разности стационарны, то есть наши BP разностно стационарные(не стационарны, но становятся стационарными после взятия первой разности)

# 5. Заключение

В ходе исследования были проанализированы временные ряды по количеству умышленных убийств в США и Японии за период с 1990 по 2022 год, что позволило выявить ключевые особенности динамики и структурные изменения в каждой из выборок. Полученные результаты описательной статистики продемонстрировали, что уровень насилия в США существенно выше (среднее значение  $\approx$ 6.19) по сравнению с Японией (среднее значение  $\approx$ 0.43), при этом наблюдаемая вариативность и разброс значений в американских данных значительно превышают показатели японской выборки.

Анализ графиков временных рядов выявил долгосрочную тенденцию снижения количества убийств в обеих странах. Однако динамика изменений отличается: в США наблюдаются как устойчивое снижение в период с 1990 по 2015 год, так и последующий умеренный рост, что может быть связано с влиянием внешних шоков (например, террористические атаки 11 сентября 2001 года, пандемия COVID-19) и структурными изменениями в правоохранительной системе. В Японии тенденция демонстрирует стабильное монотонное снижение, что указывает на высокий уровень социального контроля и эффективные меры правопорядка.

Проведённый анализ с использованием тестов на единичный корень (ADF, PP и KPSS) позволил сделать важные выводы по стационарности. Результаты тестирования показали, что исходные ряды для обеих стран являются нестационарными в уровнях, а после первого дифференцирования ряды становятся стационарными (то есть наблюдаются процессы интегрирования первого порядка, I(1)). Это свидетельствует о том, что систематические изменения во временных рядах обусловлены наличием единичного корня, и для построения прогностических моделей необходимо применять подходы, учитывающие разностную стационарность (например, модели ARIMA с параметром d=1).

Дополнительный анализ структурных сдвигов, проведённый с помощью теста Чоу, выявил значимые точки изменений в динамике временных рядов для обеих стран (например, в США – в 2001 году, а в Японии – в период около 2006–2008 годов). Эти структурные изменения, вероятно, отражают влияние внешних экономических и социальных факторов, изменивших траекторию динамики преступности.

Таким образом, проведённое исследование позволило:

- Подтвердить наличие статистически значимого тренда и структурных сдвигов в динамике умышленных убийств как в США, так и в Японии.
- Установить, что исходные ряды являются нестационарными, а их первые разности стационарными, что указывает на интегрируемость первого порядка (I(1)).
- Проанализировать характер долгосрочных тенденций и краткосрочных колебаний, выявив, что различия между странами обусловлены как историко-культурными, так и социально-экономическими предпосылками.

Эти результаты служат отправной точкой для дальнейшего построения моделирующих процессов (например, с использованием методологии Бокса-Дженкинса) и разработки прогнозов, а также для более глубокого анализа влияния конкретных событий и структурных перемен на уровень преступности в обществе.

# 6. Список используемой литературы

- 1) Айвазян С. А. Методы эконометрики: учебник М.: Магистр: ИНФРА-М, 2010.
- 2) Анализ временных рядов (курс лекций) / Канторович Г.Г. // Экономический журнал ВШЭ, 2002-2003.
- 3) Подкорытова, О. А. Анализ временных рядов: учебное пособие для бакалавриата и магистратуры. -М.: Издательство Юрайт, 2016.
- 4) Носко В. П. Эконометрика Книга 1.-М.:Изд. дом "Дело", 2011.

# 7. Приложения

показателя
9,25
9,63
9,15
9,34
8,79
8,06
7,25
6,66
6,15
5,57
5,54
6,70
5,65
5,70
5,52
5,66
5,79
5,67
5,40
5,00
4,73
4,67
4,68
4,47
4,38
4,87
5,29
5,21
4,89
4,93
6,35
6,78
6,51

Таблица 5. Количество умышленных убийств на 100000 человек населения в США с 1990 по 2022 гг.

Год	Значение
	показателя
1990	0,55
1991	0,52
1992	0,54
1993	0,57
1994	0,60
1995	0,58
1996	0,52
1997	0,56
1998	0,61
1999	0,58
2000	0,53
2001	0,55
2002	0,52
2003	0,55
2004	0,55
2005	0,50
2006	0,48
2007	0,45
2008	0,51
2009	0,39
2010	0,36
2011	0,35
2012	0,34
2013	0,29
2014	0,31
2015	0,29
2016	0,28
2017	0,24
2018	0,26
2019	0,25
2020	0,25
2021	0,23
2022	0,23

Таблица 4.Количество умышленных убийств на 100000 человек населения в Японии с 1990 по 2022 гг.

t	yt	yt-1	Прирост	Темп Прироста
1990	9,25	-	-	-
1991	9,63	9,25	0,38	4,12
1992	9,15	9,63	-0,48	-4,98
1993	9,34	9,15	0,19	2,03
1994	8,79	9,34	-0,55	-5,91
1995	8,06	8,79	-0,73	-8,32
1996	7,25	8,06	-0,80	-9,97
1997	6,66	7,25	-0,59	-8,20
1998	6,15	6,66	-0,51	-7,67
1999	5,57	6,15	-0,58	-9,43
2000	5,54	5,57	-0,03	-0,55
2001	6,70	5,54	1,16	20,92
2002	5,65	6,70	-1,04	-15,57
2003	5,70	5,65	0,05	0,85
2004	5,52	5,70	-0,19	-3,26
2005	5,66	5,52	0,15	2,64
2006	5,79	5,66	0,13	2,36
2007	5,67	5,79	-0,12	-2,07
2008	5,40	5,67	-0,28	-4,86
2009	5,00	5,40	-0,40	-7,40
2010	4,73	5,00	-0,27	-5,33
2011	4,67	4,73	-0,07	-1,38
2012	4,68	4,67	0,02	0,37
2013	4,47	4,68	-0,21	-4,52
2014	4,38	4,47	-0,09	-2,00
2015	4,87	4,38	0,49	11,10
2016	5,29	4,87	0,42	8,62
2017	5,21	5,29	-0,08	-1,59
2018	4,89	5,21	-0,32	-6,13
2019	4,93	4,89	0,05	0,98
2020	6,35	4,93	1,42	28,77
2021	6,78	6,35	0,43	6,69
2022	6,51	6,78	-0,27	-3,94

Таблица 6. Показатели динамики количества умышленных убийств в США с 1990 по 2022 гг.

t	yt	yt-1	Прирост	Темп Прироста
1990	0,55	-	-	-
1991	0,52	0,55	-0,03	-5,85
1992	0,54	0,52	0,03	4,90
1993	0,57	0,54	0,03	5,85
1994	0,60	0,57	0,03	4,66
1995	0,58	0,60	-0,02	-3,89
1996	0,52	0,58	-0,06	-10,16
1997	0,56	0,52	0,04	8,65
1998	0,61	0,56	0,05	8,91
1999	0,58	0,61	-0,03	-5,22
2000	0,53	0,58	-0,05	-8,04
2001	0,55	0,53	0,01	2,61
2002	0,52	0,55	-0,03	-5,19
2003	0,55	0,52	0,03	5,13
2004	0,55	0,55	0,00	0,17
2005	0,50	0,55	-0,04	-8,08
2006	0,48	0,50	-0,02	-3,80
2007	0,45	0,48	-0,04	-7,34
2008	0,51	0,45	0,06	13,88
2009	0,39	0,51	-0,12	-22,65
2010	0,36	0,39	-0,03	-8,10
2011	0,35	0,36	-0,02	-4,88
2012	0,34	0,35	-0,01	-2,81
2013	0,29	0,34	-0,05	-13,61
2014	0,31	0,29	0,02	6,96
2015	0,29	0,31	-0,02	-7,95
2016	0,28	0,29	0,00	-0,18
2017	0,24	0,28	-0,04	-15,41
2018	0,26	0,24	0,02	9,28
2019	0,25	0,26	-0,01	-4,33
2020	0,25	0,25	0,00	0,00
2021	0,23	0,25	-0,03	-9,93
2022	0,23	0,23	0,00	1,96

Таблица 7. Показатели динамики количества умышленных убийств в Японии с 1990 по 2022 гг.

#### Приложение 3

```
> describe(usa_data$Value)
  vars n mean sd median trimmed mad min max range skew kurtosis se
X1    1 33 6.19 1.55    5.66    6.02 1.17 4.38 9.63    5.25 0.98    -0.29 0.27
> describe(japan_data$Value)
  vars n mean sd median trimmed mad min max range skew kurtosis se
X1    1 33 0.43 0.13    0.5    0.44 0.12 0.23 0.61 0.39 -0.31    -1.62 0.02
```

Таблица 8.Дескриптивные статистики США (3 строка) и Японии (6 строка)

## Приложение 4

```
acf(usa_ts, main="ACF для США")
Autocorrelations of series 'usa_ts', by lag
                                          6
                                                             9 10 11
1.000 0.882 0.730 0.594 0.452 0.314 0.188 0.098 0.040 0.001 -0.007 -0.027 -0.087 -0.106 -0.127 -0.157
> pacf(usa_ts, main="PACF для США")
> pacf(usa_ts, plot = FALSE, main="PACF для США")
Partial autocorrelations of series 'usa_ts', by lag
1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12 13 14 15 0.882 -0.217 0.006 -0.140 -0.056 -0.061 0.054 0.026 0.001 0.078 -0.142 -0.203 0.174 -0.117 -0.011
> acf(japan_ts, main="ACF для Японии")
 acf(japan_ts, plot = FALSE, main="ACF для Японии")
Autocorrelations of series 'japan_ts', by lag
                                                             9 10 11 12 13 14 15
1.000 0.912 0.840 0.776 0.709 0.611 0.499 0.406 0.306 0.203 0.100 0.000 -0.106 -0.185 -0.259 -0.301
> pacf(japan_ts, main="PACF для Японии")
> pacf(japan_ts, plot = FALSE, main="PACF для Японии")
Partial autocorrelations of series 'japan_ts', by lag
                      4 5 6 7
                                                      9 10 11 12 13 14 15
0.912 0.051 0.013 -0.040 -0.231 -0.179 -0.005 -0.096 -0.063 -0.056 -0.099 -0.144 0.066 -0.038 0.141
```

Таблица 9. Значения АСF и РСF для США(первые две строки) и Японии (последние 2 строки)

```
> RunsTest(usa_data$Value)
       Runs Test for Randomness
data: usa_data$Value
z = -2.8271, runs = 9, m = 17, n = 16, p-value = 0.004697
alternative hypothesis: true number of runs is not equal the expected number
sample estimates:
median(x)
5.660824
> RunsTest(japan_data$Value)
       Runs Test for Randomness
data: japan_data$Value
z = -4.5974, runs = 4, m = 17, n = 16, p-value = 4.277e-06
alternative hypothesis: true number of runs is not equal the expected number
sample estimates:
median(x)
0.5026841
```

Таблица 10. Значения статистик для критерия серий о существовании тренда

## Приложение 6

Таблица 11. Тест Чоу для временных рядов США и Японии

```
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
Test regression trend
Call:
lm(formula = z.diff \sim z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
Residuals:
                   Median
     Min
              1Q
                               3Q
                                      Max
-0.056506 -0.019592 0.003986 0.017034 0.064042
Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 0.280288 0.116647
                            2.403 0.0247 *
          -0.404850 0.166336 -2.434
z.lag.1
                                    0.0231 *
tt
          -0.006931 0.002510 -2.761
                                   0.0111 *
0.2417
z.diff.lag2 -0.224790
                    0.180899 -1.243
                                    0.2265
z.diff.lag3 -0.264656
                    0.174384 -1.518
                                    0.1427
Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' 1
Residual standard error: 0.03268 on 23 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3639, Adjusted R-squared: 0.2256
F-statistic: 2.632 on 5 and 23 DF, p-value: 0.05055
Value of test-statistic is: -2.4339 5.2574 3.9868
Critical values for test statistics:
     1pct 5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2 7.02 5.13 4.31
phi3 9.31 6.73 5.61
```

```
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
Test regression trend
Call:
lm(formula = z.diff \sim z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
Residuals:
     Min
                    Median
              1Q
                                3Q
                                        Max
-0.076027 -0.021261 0.006913 0.020535 0.057702
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0119884 0.0161597 -0.742 0.4660
         -1.6573578 0.5893770 -2.812 0.0102 *
z.lag.1
tt
          -0.0004902 0.0009537 -0.514 0.6124
z.diff.lag1 0.2760982 0.4680623 0.590 0.5613
z.diff.lag2 0.0136486 0.3385724 0.040 0.9682
z.diff.lag3 -0.1839416 0.1996990 -0.921 0.3670
Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.03539 on 22 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.722, Adjusted R-squared: 0.6588
F-statistic: 11.43 on 5 and 22 DF, p-value: 1.588e-05
Value of test-statistic is: -2.8121 3.0333 4.4471
Critical values for test statistics:
     1pct 5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2 7.02 5.13 4.31
phi3 9.31 6.73 5.61
```

Рисунок 10.ADF тест для разности ВР Японии

```
# Phillips-Perron Unit Root Test #
Test regression with intercept and trend
Call:
lm(formula = y \sim y.l1 + trend)
Residuals:
              10 Median
     Min
                              3Q
                                      Max
-0.072983 -0.016178 -0.003684 0.018487 0.081069
Coefficients:
          Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 0.128804 0.053572 2.404 0.0228 *
          0.690427  0.119047  5.800  2.76e-06 ***
y.l1
        trend
Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' '1
Residual standard error: 0.03401 on 29 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9392, Adjusted R-squared: 0.935
F-statistic: 224 on 2 and 29 DF, p-value: < 2.2e-16
Value of test-statistic, type: Z-tau is: -2.357
         aux. Z statistics
Z-tau-mu
                 4.1605
                -2.7651
Z-tau-beta
Critical values for Z statistics:
                 1pct
                         5pct
critical values -4.271159 -3.556231 -3.210865
```

Рисунок 11.РР тест для ВР Японии

```
# Phillips-Perron Unit Root Test #
Test regression with intercept and trend
Call:
lm(formula = y \sim y.l1 + trend)
Residuals:
             10 Median
                               30
     Min
                                        Max
-0.085596 -0.021284 0.002156 0.025074 0.065715
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.0114286 0.0068303 -1.673
         -0.2616189 0.1812620 -1.443
y.l1
                                       0.160
          -0.0009214 0.0007456 -1.236 0.227
trend
Residual standard error: 0.03661 on 28 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.09964, Adjusted R-squared: 0.03533
F-statistic: 1.549 on 2 and 28 DF, p-value: 0.23
Value of test-statistic, type: Z-tau is: -7.2256
         aux. Z statistics
Z-tau-mu
                 -2.0781
Z-tau-beta
                 -1.2709
Critical values for Z statistics:
                  1pct
                          5pct
                                 10pct
critical values -4.282617 -3.561444 -3.213788
```

Рисунок 12.РР тест для разности ВР Японии

Рисунок 13.KPSS тест для ВР Японии

```
KPSS Test for Trend Stationarity
data: y_usa
KPSS Trend = 0.20738, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.01323
> kpss.test(dy_usa, null = "Trend")
       KPSS Test for Trend Stationarity
data: dv_usa
KPSS Trend = 0.065891, Truncation lag parameter = 3, p-value = 0.1
# Phillips-Perron Unit Root Test #
Test regression with intercept and trend
Call:
lm(formula = y \sim y.l1 + trend)
Residuals:
    Min
             10
                  Median
                              30
                                     Max
-0.73728 -0.26643 -0.08706 0.23201 1.42269
Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -0.11855  0.08775 -1.351  0.1875
                    0.18285 -0.309
                                      0.7598
y.l1
          -0.05646
trend
           0.02687
                     0.01055 2.548
                                     0.0166 *
Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' '1
Residual standard error: 0.4789 on 28 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2033, Adjusted R-squared: 0.1464
F-statistic: 3.572 on 2 and 28 DF, p-value: 0.04151
Value of test-statistic, type: Z-tau is: -5.843
          aux. Z statistics
Z-tau-mu
                   -1.6601
Z-tau-beta
                    2.5792
Critical values for Z statistics:
                   1pct
                            5pct
critical values -4.282617 -3.561444 -3.213788
```

```
# Phillips-Perron Unit Root Test #
Test regression with intercept and trend
Call:
lm(formula = y \sim y.l1 + trend)
Residuals:
          1Q Median
   Min
                        3Q
                               Max
-0.8675 -0.3034 -0.1136 0.2005 1.2803
Coefficients:
          Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 0.25825 0.54502 0.474
                                     0.639
y.l1
          0.94328
                   0.08618 10.945 8.18e-12 ***
trend
          0.01329
                   0.01442 0.922
                                    0.364
---
Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.4926 on 29 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.8947, Adjusted R-squared: 0.8874
F-statistic: 123.2 on 2 and 29 DF, p-value: 6.714e-15
Value of test-statistic, type: Z-tau is: -0.459
         aux. Z statistics
Z-tau-mu
                  0.8006
Z-tau-beta
                  1.1531
Critical values for Z statistics:
                  1pct
                           5pct
                                  10pct
critical values -4.271159 -3.556231 -3.210865
```

Рисунок 15. РР тест для ВР США

```
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
Test regression trend
Call:
lm(formula = z.diff \sim z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
Residuals:
          10 Median
                        30
                             Max
-0.5566 -0.3012 -0.1664 0.1839 1.3693
Coefficients:
          Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) -1.03523  0.36131 -2.865  0.00899 **
         -1.73150
                   0.51568 -3.358 0.00284 **
z.lag.1
         tt
z.diff.lag1 0.59189 0.41532 1.425 0.16815
                  0.33871 0.819 0.42163
z.diff.lag2 0.27737
z.diff.lag3 0.02719 0.21743 0.125 0.90161
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '1
Residual standard error: 0.4839 on 22 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.5834, Adjusted R-squared: 0.4887
F-statistic: 6.161 on 5 and 22 DF, p-value: 0.001029
Value of test-statistic is: -3.3577 4.0154 5.8534
Critical values for test statistics:
     1pct 5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2 7.02 5.13 4.31
phi3 9.31 6.73 5.61
```

Рисунок 16.ADF тест для разности ВР США

```
# Augmented Dickey-Fuller Test Unit Root Test #
Test regression trend
Call:
lm(formula = z.diff \sim z.lag.1 + 1 + tt + z.diff.lag)
Residuals:
   Min
           1Q Median
                               Max
                        3Q
-0.7251 -0.2762 -0.1037 0.1950 1.2599
Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 0.0361808 1.0572896 0.034
                                      0.973
z.lag.1
        -0.1152390 0.1158046 -0.995
                                      0.330
tt
          0.0275124 0.0220685 1.247
                                     0.225
z.diff.lag1 -0.0004127 0.2138744 -0.002
                                     0.998
z.diff.lag2 -0.2159272 0.2100799 -1.028 0.315
z.diff.lag3 -0.1415548 0.2143073 -0.661
                                     0.515
Residual standard error: 0.4661 on 23 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3621, Adjusted R-squared: 0.2234
F-statistic: 2.611 on 5 and 23 DF, p-value: 0.05191
Value of test-statistic is: -0.9951 4.2546 5.9331
Critical values for test statistics:
     1pct 5pct 10pct
tau3 -4.15 -3.50 -3.18
phi2 7.02 5.13 4.31
phi3 9.31 6.73 5.61
```

Рисунок 17.ADF тест для BP CIIIA