Федеральное государственное образовательное бюджетное учреждение высшего образования

«ФИНАНСОВЫЙ УНИВЕРСИТЕТ ПРИ ПРАВИТЕЛЬСТВЕ РФ» Департамент анализа данных и машинного обучения Отчет по практике №5

по дисциплине «системы управления базами данных»

Студента группы ПМ23-1 Факультета информационных технологий и анализа больших данных

Тищенко И.С.

Преподаватель Кудрявцев К.Н.

Отчет по анализу расширенной кривой Филлипса

1. Введение

Целью данной работы является эмпирическая проверка гипотезы о расширенной кривой Филлипса на основе месячных данных по экономике США за период с марта 2006 по февраль 2014 г. В качестве данных использовались показатели core inflation, денежной массы (М1), средней заработной платы (Wage), цен на импорт (Im Prices) и уровня безработицы (Unemployment). Анализ проводился с использованием статистических методов в среде Python, включая тесты на стационарность, тест причинности по Грейнджеру и регрессионный анализ.

Рассматриваемая модификация кривой Филлипса имеет следующий вид:

 πt =const+ ϕ (ut-1-uf)+ α mt-1+ β wt-1+ γ ImPricet-1+ π te+ ϵ t где:

- πt core inflation
- ut фактический уровень безработицы
- uf естественный уровень безработицы
- mt прирост денежной массы
- wt прирост средней заработной платы
- ImPrices прирост цен на импорт
- πte ожидаемый уровень инфляции

2. Подготовка данных

Согласно условию задачи, выборка данных была ограничена периодом с июля 2009 г. по февраль 2014 г. Были рассчитаны темпы прироста денежной массы, средней заработной платы и цен на импорт, а также лагированные значения всех переменных, входящих в модель.

3. Проверка стационарности рядов

Для проверки стационарности рядов инфляции (core inflation) и безработицы был использован расширенный тест Дики-Фуллера (ADF) с включением 6 лагов.

- Инфляция (πt): Результаты ADF теста показали p-value 0.213. Поскольку ряд оказался нестационарным (p-value > 0.05), для дальнейшего анализа была взята его первая разность. Тест ADF для первой разности инфляции показал p-value 0.313, что также указывает на нестационарность. Ряд инфляции требует более высокого порядка интегрирования или другой обработки для достижения стационарности.
- **Безработица** (ut): Результаты ADF теста показали p-value 0.997. Поскольку ряд оказался нестационарным (p-value > 0.05), для дальнейшего анализа была взята его первая разность. Тест ADF для первой разности безработицы показал p-value

0.003, что указывает на стационарность ряда разности безработицы.

4. Тест причинности по Грейнджеру

Для проверки причинно-следственной связи между инфляцией и безработицей был проведен тест причинности по Грейнджеру с использованием 12 лагов на стационарных версиях рядов (либо исходных, либо их первых разностях, в зависимости от результатов ADF теста). В данном случае для инфляции использовался исходный ряд (так как первая разность также нестационарна), а для безработицы - первая разность.

- Безработица Грейнджер-причиняет инфляцию: Тест показал р-значения для лагов от 1 до 12 в диапазоне от 0.1827 до 0.9848. Поскольку ни одно из этих р-значений не меньше 0.05, нет статистически значимых свидетельств того, что безработица Грейнджер-причиняет инфляцию на данном наборе данных и выбранных лагах.
- Инфляция Грейнджер-причиняет безработицу: Тест показал р-значения для лагов от 1 до 12. На лаге 6 p-value составило 0.0243, что меньше 0.05. Это указывает на наличие статистически значимых свидетельств того, что инфляция Грейнджер-причиняет безработицу на лаге 6. Для других лагов причинность не обнаружена.

5. Моделирование ожидаемой инфляции (πte)

Согласно заданию, ожидаемая инфляция описывается авторегрессионной моделью. В данном анализе для моделирования ожидаемой инфляции была использована модель ARIMA (p, d, q). Порядок интегрирования 'd' был определен на основе результатов ADF теста для инфляции (d=0, так как даже первая разность оказалась нестационарной). Порядки 'p' и 'q' для авторегрессионной и скользящей средней компонент были подобраны путем перебора комбинаций (в диапазоне от 0 до 5) с выбором модели, минимизирующей информационный критерий Акаике (AIC).

Лучшей моделью ARIMA для инфляции по критерию AIC оказалась модель порядка (4,0,2). Ожидаемая инфляция (π te) была оценена как значения, подогнанные этой моделью (fittedvalues).

Сводка результатов подобранной ARIMA(4, 0, 2) модели:

SARIMAX Results

Dep. Variable: inflation No. Observations:

56

ARIMA(4, 0, 2) Log Likelihood

53.438

Date: Sun, 27 Apr 2025 AIC

Model:

-90.875

Time: 13:55:09 BIC

-74.673

Sample:	0 HQIC	-84.594

- 56

Covariance Type: opg

	coef std	err	z P> z	[0.02]	25 0.975	5]	
const	1.5929	0.258	6.175	0.000	1.087	2.098	
ar.L1	0.2595	0.144	1.801	0.072	-0.023	0.542	
ar.L2	0.3845	0.094	4.110	0.000	0.201	0.568	
ar.L3	0.7619	0.086	8.826	0.000	0.593	0.931	
ar.L4	-0.5660	0.144	-3.922	0.000	-0.849	-0.283	
ma.L1	1.1899	0.867	1.373	0.170	-0.509	2.889	
ma.L2	0.9937	1.422	0.699	0.485	-1.794	3.781	
sigma2	0.0076	0.010	0.742	0.458	-0.012	0.028	
======							
Ljung-Box (L1) (Q):			0.01 Jarque-Bera (JB):		2.24		
Prob(Q):		0.9	91 Prob(JB):	C	0.33	

-0.39

3.60

Warnings:

Heteroskedasticity (H):

Prob(H) (two-sided):

[1] Covariance matrix calculated using the outer product of gradients (complex-step).

0.48 Skew:

0.12 Kurtosis:

6. Оценка модифицированной кривой Филлипса

Для оценки модифицированной кривой Филлипса была построена регрессионная модель методом наименьших квадратов (OLS) вида:

$$\pi t = const + \phi(ut - 1 - uf) + \alpha mt - 1 + \beta wt - 1 + \gamma ImPricet - 1 + \pi te + \epsilon t$$

Естественный уровень безработицы (uf) был аппроксимирован средним значением фактического уровня безработицы за рассматриваемый период. В качестве зависимой переменной использовался исходный ряд инфляции, а в качестве предикторов - лагированные на один период отклонение безработицы от естественного уровня, приросты денежной массы, заработной платы, цен на импорт, а также оцененная ожидаемая инфляция.

Результаты оценки модели представлены в следующей таблице:

```
| Переменная | Коэффициент | Ст. ошибка | t-статистика | P>|t| | | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :----- | :------ | :----- | :------ | :------ | :------ | :------ | :------ | :------ | :------ | :------
```

Adj. R-squared: 0.959 F-statistic: 250.9

Prob (F-statistic): 3.56e-33 Количество наблюдений: 54

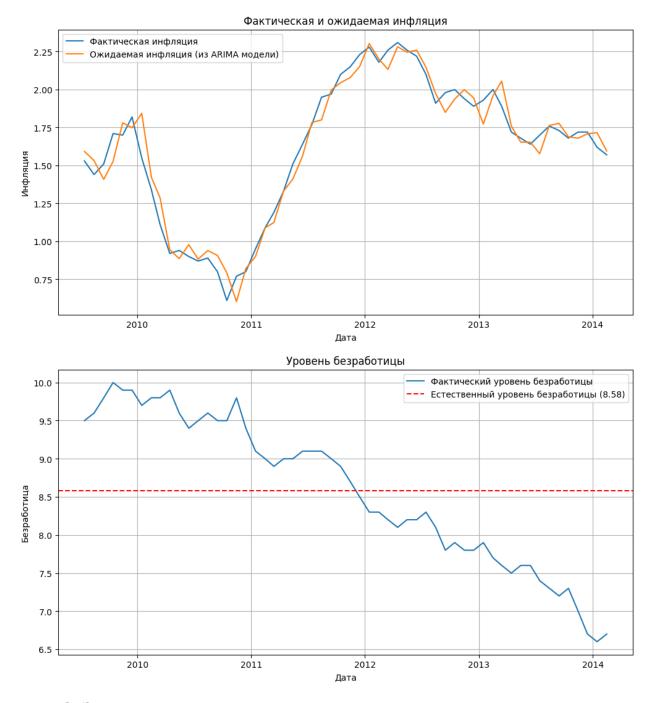
7. Интерпретация результатов и проверка качества модели

• Коэффициенты:

- ∘ Коэффициент при unemployment_gap_lag1 (ф) равен -0.0107 с p-value 0.512. Это означает, что отклонение безработицы от естественного уровня не оказывает статистически значимого влияния (p-value > 0.05) на инфляцию в данной модели. Знак коэффициента отрицательный, что соответствует ожиданиям теории кривой Филлипса.
- о Коэффициент при m_lag1 (α) равен 0.1366 с p-value 0.920. Прирост денежной массы с лагом не оказывает статистически значимого влияния на инфляцию.
- о Коэффициент при w_lag1 (β) равен 2.7128 с p-value 0.685. Прирост заработной платы с лагом не оказывает статистически значимого влияния на инфляцию.
- Коэффициент при ImPrice_lag1 (γ) равен 2.9153 с p-value 0.099. Прирост цен на импорт с лагом оказывает влияние на инфляцию, статистически значимое на 10% уровне, но не на 5%.
- ∘ Коэффициент при expected_inflation равен 1.0135 с p-value 0.000. Ожидаемая инфляция оказывает сильное и статистически значимое влияние (p-value < 0.05) на фактическую инфляцию. Коэффициент близок к 1, что согласуется с гипотезой о полной переносимости ожидаемой инфляции на фактическую.

• Качество модели:

- Значение R-squared (0.963) указывает, что примерно 96.3% дисперсии инфляции объясняется предикторами, включенными в модель. Это очень высокое значение, предполагающее хорошее соответствие модели данным.
- ∘ F-статистика (250.9) с p-value (3.56e-33) проверяет общую значимость регрессии. Поскольку p-value << 0.05, модель в целом статистически значима.



8. Заключение

Проведенный анализ показал, что в рассматриваемый период (июль 2009 - февраль 2014) на инфляцию в США наибольшее и статистически значимое влияние оказывает ожидаемая инфляция. Влияние отклонения безработицы от естественного уровня, прироста денежной массы и заработной платы оказалось статистически незначимым на 5% уровне. Прирост цен на импорт статистически значим на 10% уровне. Результаты теста причинности по Грейнджеру показали, что инфляция Грейнджер-причиняет

безработицу на лаге 6, в то время как обратной причинности не обнаружено. Моделирование ожидаемой инфляции с помощью ARIMA(4, 0, 2) позволило учесть временную структуру ряда инфляции, хотя тест ADF показал, что даже первая разность инфляции остается нестационарной, что может потребовать дальнейшего исследования стационарности ряда инфляции.

Дальнейшие исследования могут включать использование альтернативных методов оценки естественного уровня безработицы, тестирование других спецификаций модели (например, с учетом сезонности или других лагов), использование более длительного временного ряда или применение других методов для анализа нестационарных временных рядов.