

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ЦЕН СЫРЬЕВЫХ ТОВАРОВ И РОЛЬ ОЖИДАЕМОЙ ПРОЦЕНТНОЙ СТАВКИ

Бугаев М.В.,

АКБ «Ланта-Банк» (АО), Москва, Россия

bugaevmichail@mail.ru

Криничанский К.В.

Финансовый университет при Правительстве Российской Федерации, Москва, Россия

kkrin@fa.ru

Аннотация. Цель статьи заключается в прогнозировании цен сырьевых товаров с помощью моделей, включающих ожидаемую процентную ставку в связи с низким вниманием к использованию данной переменной в научной литературе. Результаты прогнозирования позволили сделать следующие выводы. Во-первых, использование ожидаемой процентной ставки вместо фактической в прогнозных моделях оправдано, так как позволяет улучшить точно прогноза по большинству сырьевых товаров. Во-вторых, VAR модель с использованием монетарных факторов демонстрирует статистически значимые более точные прогнозы в сравнении с RW моделью.

Ключевые слова: сырьевые товары, прогнозирование, VAR модели.

Введение

Цены на сырьевые товары оказывают влияние на краткосрочную экономическую динамику, в особенности значительное в странах, ориентированных на их экспорт. Такие товары стали дополнительным классом активов, что приводит к увеличению их распределения в портфеле инвесторов [1]. Среди факторов цен сырьевых товаров важное место занимает процентная ставка. Многочисленные эмпирические исследования предпочитают использовать фактические процентные ставки [2,3,4]. Недостаток внимания к ожидаемой процентной ставке в моделях прогнозирования является причиной текущего исследования. Теоретический подход основан на теории рациональных ожиданий, впервые предложенной Мутом [5] и развитой Лукасом [6]. Рынки товаров реагируют не на фактическую ставку, а на ожидания относительно ставки при установлении равновесных цен. Экономический механизм может быть описан следующим образом. Инвесторы формируют свои ожидания относительно процентной ставки, а затем корректируют свои портфели, что приводит к колебаниям цен на активы, включая товары. Возникает вопрос о силе и значимости связи между ценами на товары и ожидаемой процентной ставкой, а также о том, насколько последовательной является эта связь.

В данной статье мы вносим свой вклад в литературу, исследуя роль ожидаемой процентной ставки в прогнозировании цен на товары из различных секторов. Мы рассмотрели 3 типа моделей VAR с ожидаемой процентной ставкой как одним из переменных. Также мы сравнили результаты прогнозирования с базовыми моделями и моделью VAR с фактической процентной ставкой.

Остальная часть статьи структурирована следующим образом. В разделе 1 исследуется текущая литература по теме. Раздел 2 описывает методы и данные, использованные в моделях. Раздел 3 представляет основные результаты, 4-й раздел демонстрирует дополнительную проверку надежности использования VAR модели с ожидаемой процентной ставкой для прогнозирования.

1. Обзор литературы

Рассмотрим факторы, которые оказывают влияние на цены сырьевых товаров. Прежде всего, это фундаментальные факторы, определяющие спрос или предложение на товарных рынках. Спрос сильно зависит от мировой экономической активности [7], но в отдельные периоды также может определяться спекулятивной компонентой [8]. К сильным факторам предложения относятся технический прогресс и торговые ограничения [9]. Reinhart и Borensztein [9] доказали, что шоки со стороны предложения ответственны за 40% дисперсии за период с 1971-1984 гг. с дальнейшим увеличением до 60% в 1985-1988 гг. Геополитика также вносит свой вклад в динамику цен сырьевых товаров. Например, в исследовании [10] было выявлено, что в те периоды, когда геополитическая напряженность возрастает, наблюдается рост цен большинства биржевых товаров.

Еще одна группа факторов – монетарные и валютные факторы, к которым относят процентные ставки [2, 3, 11, 12], предложение денег [12, 13], динамика валютного курса [14]. Amatov и Dorfman [15] обнаружили с помощью VECM модели долгосрочную связь между балансом ФРС и общим

товарным индексом и индексом цен сельскохозяйственных товаров. Они показали, что 1% роста активов на балансе ФРС приводит к росту индекса цен сырьевых товаров на 2,2% и на 2% для индекса цен сельскохозяйственных товаров. В работе [14] авторы доказали наличие отрицательной связи между курсом доллара и цен сырьевых товаров. Авторы показали наличие асимметричности в реакции цен в зависимости от движения курса доллара.

J. Frankel в одной из своих работ провел анализ влияния реальных процентных ставок на состояние и динамику товарных рынков на временном промежутке 1950-2005 гг. Согласно исследованию [16], рост реальной годовой процентной ставки на 100 базисных пунктов в США приводит к падению товарных цен (отслеживаемых с помощью индекса Commodity Resources Board) в среднем на 6% с поправкой на инфляцию.

Важность денежно-кредитной политики США в качестве драйвера цен на сырьевые товары подтверждена в исследовании Hammoude et al. [11] рассматривавших влияние процентных ставок на секторальные товарные индексы. Авторы отмечают наличие гетерогенности в реакции цен различных групп сырьевых товаров: повышение процентной ставки приводит к снижению цен промышленных металлов и нефти, в то время как цены продовольственных товаров демонстрируют положительную динамику. Такая реакция цен продовольственных товаров может быть обусловлена эластичностью спроса и предложения, а также, более значительным влиянием погодного фактора. Прямое положительное влияние на цены оказывала нетрадиционная денежно-кредитная политика в форме количественного смягчения.

Anzuini et al. [2] рассматривали шоки традиционной ДКП на стоимость товаров, применяя модель SVAR с 5 переменными: процентная ставка, денежный агрегат M2, индекс потребительских цен (ИПЦ), индекс промышленного производства и индекс товарных цен. Результаты исследования подтверждают наличие обратной зависимости процентной ставки и цен на товары, однако эффект от шока процентных ставок при мягкой ДКП незначительный. Наоборот, исходя из работы Cabrales et al., [3] эффект от шока процентной ставки более значителен по размеру движения, а именно увеличение ставки на 100 базисных пунктов приводит к падению цен на 12-18% в зависимости от вида товарной позиции.

Анализируя имеющуюся литературу, мы нашли, что авторы преимущественно рассматривали фактическую ставку как возможный предиктор сырьевых цен и в гораздо меньшей степени анализ проводился так, чтобы таким предиктором была ожидаемая процентная ставка. Работы Scrimgeour [17], Gospodinov and Jamali [18]. рассматривали воздействие неожиданных изменений процентной ставки. Исследование Scrimgeour [17] доказывает, что неожиданное изменение процентной ставки на 10 б.п. приводит к немедленному падению цен сырьевых товаров на 0,5%, при этом реакция одних групп товаров выше других. Схожие результаты о направлении и гетерогенности были также получены в работе [18]. В статье [19] было раскрыто, что ожидаемые процентные ставки имеют обратное влияние на цены большинства сырьевых товаров.

2. Методология

Для целей прогнозирования мы использовали модель векторной авторегрессии (VAR модель) с лагом p , общая формула которой представлена в (1):

$$y_t = \sum_{i=1}^p \Theta_i y_{t-i} + CD_t + u_t, \quad (1)$$

где y_t – вектор с $N \times 1$ переменными, Θ_i – матрица коэффициентов $N \times N$, CD_t – $N \times 1$ вектор столбце с детерминированными регрессорами, u_t – вектор независимых и одинаково распределённых ошибок.

Таблица 1 представлены модели, использованные в нашем исследовании. В качестве бенчмарка выступают модель случайного блуждания (RW) и модель авторегрессии AR(1). Также используются несколько VAR моделей. В рамках каждой VAR модели также сравниваются между собой прогнозные результаты между ожидаемой и фактической процентной ставкой.

Модель вида А (А.1, А.2) предполагает, что цены сырьевых товаров зависят от монетарных факторов. Теоретически это основано на предположении, что процессы финансирования способствуют росту влияния монетарных факторов на товарных рынках [20]. Модель вида В использовалась в работе [2] для анализа влияния процентной ставки на цены сырьевых товаров. В связи с тем, что большинство товаров на международном рынке торгуются в долларах, динамика его курса способна влиять на спрос в рамках глобальной экономики [4]. По этой причине модель вида С (С.1, С.2) расширяет модель вида В путем добавления переменной валютного курса. Здесь мы использовали как пару евро-доллар, так и индекс доллара DXY, сравнивая результаты по точности прогноза. Пара евро-доллар является основной валютной парой, которая занимает более 55% в расчете индекса DXY.

Кроме того, коэффициент корреляции, рассчитанный по дневным данным, между индексом доллара и парой евро-доллар за период с 2000 по 2020 год включительно составляет -0,98.

Таблица 1. Описание прогнозирующих моделей

Модели	Переменные
RW	$\Delta P_{t+1} = \Delta P_t + u_{t+1}$
AR(1)	$\Delta P_{t+1} = c + a_1 \Delta P_t + u_{t+1}$
VAR модели	
A.1	Ожидаемые/фактические процентные ставки, доходности 10-летних облигаций США, курс евро-доллара (EURUSD)
A.2	Ожидаемые/фактические процентные ставки, доходности 10-летних облигаций США, курс доллара (DXY)
B	Ожидаемые/фактические процентные ставки, M2, ИПЦ США, индекс промышленного производства (ИПП, IP Index)
C.1	B + курс евро-доллара (EUR/USD)
C.2	B + курс доллара (DXY)

Примечание. Расчеты авторов

В работе используются месячные данные с декабря 1997 по октябрь 2021 года. Все переменные, за исключением процентных ставок и доходностей, представлены в логарифмированном виде.

Под ожидаемой процентной ставкой понимается ожидаемый уровень учетной ставки центрального банка, величина которого извлекается из рядов динамики процентных срочных финансовых инструментов, а именно, фьючерсов по федеральным фондам, котируемым на Чикагской товарной бирже. Последним торговым днем для контракта является последний рабочий день месяца, в котором контракт истекает. Контракт является расчетным. Исходя из спецификации контракта ожидаемая процентная ставка на определенный месяц ($FFRF^n$) рассчитывается по формуле (2).

$$FFRF^n = 100 - P_{FFRF}^n, \quad (2)$$

где P_{FFRF}^n – котировки фьючерсного контракта.

Использование фьючерсов широко применяется для прогнозирования действий ФРС по процентной ставке. В результате исследования [21] авторы пришли к выводу, что прогнозная сила данных фьючерсов доминирует над прочими инструментами с горизонтом до полугода, что обуславливает использование данных фьючерсов.

В связи с тем, что переменные нестационарные, в VAR моделях использовались значения разностей первого порядка. Для определения оптимального лага в VAR моделях использовался информационный критерий Акайке (AIC), значение которого должно быть минимально. Каждая VAR модель имеет свой оптимальный лаг, который варьировался от 1 до 4.

Для определения эффективности прогноза моделей нами рассчитывался коэффициент средней абсолютной ошибки (MAPE) по формуле (3). В связи с тем, что значения цен использовались в логарифмированном виде, для расчета коэффициента MAPE был осуществлен возврат к оригинальным значениям цен сырьевых товаров.

$$MAPE = \frac{100\%}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{A_t - F_t}{A_t} \right|, \quad (3)$$

где A_t – фактические значения, F_t – значения, рассчитанные по прогнозной модели.

Оптимизация модели проводилась по обучающей части выборки, которая составляла временной период с декабря 1997 года по декабрь 2019 года включительно. В дальнейшем, на контрольном периоде (с января 2020 по октябрь 2021 года включительно) рассчитывался коэффициент MAPE для оценки эффективности прогнозных моделей.

Для оценки значимости отличий прогнозов бенчмарков и VAR моделей с фактической процентной ставкой от VAR моделей с ожидаемой процентной ставкой применялся тест Diebold-Mariano (DM) в модификации Harvey et al. [22]. Нулевая гипотеза теста: качество прогнозов двух моделей одинаково.

3. Результаты

Таблица 2 демонстрирует коэффициенты MAPE для всех моделей.¹ Остановимся на основных выводах. Эффективность прогноза VAR моделей вида B, C.1, C.2 почти по всем сырьевым товарам хуже в сравнении с моделью случайного блуждания. В то же время VAR модель вида A, в обеих комбинациях, демонстрирует меньшую ошибку в независимости от включенной ожидаемой процентной ставки в сравнении с RW моделью. Эти результаты подтверждают важность монетарных факторов для цен сырьевых товаров. Использование курса доллара в виде EURUSD или индекса DXY не показывает каких-либо преимуществ по коэффициенту MAPE одного перед другим.

При сравнении результатов прогноза VAR моделей с разными периодами ожидаемой процентной ставками (FFRF 1, FFRF 6 и FFRF 12) можно отметить, что модель с FFRF 12 показывает более точные результаты прогнозов. Стоит отметить, что ожидаемая процентная ставка должны включаться в прогнозные модели, так как данные модели имеют более низкий коэффициент MAPE в сравнении с моделями с фактической процентной ставкой.

Среди всех анализируемых сырьевых товаров 2 промышленных металла и 2 сельскохозяйственных товара не смогли продемонстрировать более точный прогноз в сравнении с простой моделью авторегрессии AR(1), что может быть объяснено индивидуальными особенностями данных сырьевых товаров. Коэффициенты MAPE для VAR моделей типа A не превышают 15% для каждого из товаров. При этом максимальные значения наблюдаются у нефти в связи с тем, что в контрольный период попали события, вызванные пандемией. Исключая пик волатильности, вызванной пандемией, коэффициент MAPE колеблется в диапазоне 7,1-7,3% в зависимости от ожидаемой процентной ставки в модели VAR типа A.1.²

Таблица 2. Коэффициент MAPE для прогнозирующих моделей, в процентах

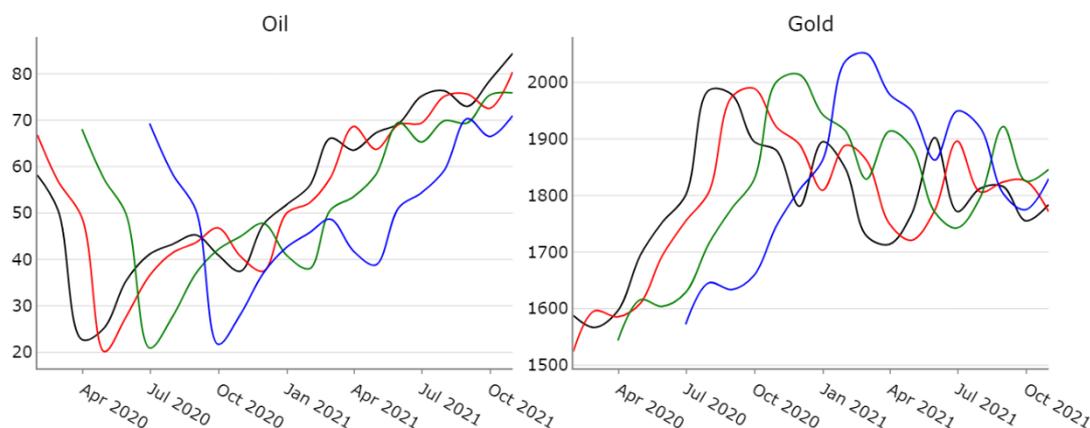
	Нефть	Золото	Медь	Алюминий	Пшеница	Сахар	Хлопок
RW	16,41	5,44	9,48	5,07	8,29	10,23	7,76
AR(1)	14,25	3,62	5,94	4,51	5,04	6,87	6,34
FFRF1							
A.1	14,26*	3,65*	6,02*†	4,63*	5,22*†	7,54*	6,56
A.2	14,16*	3,66*	6,09*†	4,65*	5,25*†	7,51*	6,50
B	19,06*	5,07*	14,11*'	7,62*'	8,79*	12,50*'	15,39'
C.1	19,80*	5,28*	14,17*'	8,13*'	8,55*	13,58*'	15,41'
C.2	20,08*	5,35*	14,08*'	7,67*'	8,54*	13,62*'	15,66'
FFRF6							
A.1	14,34*	3,67*	6,09*†	4,50*	5,02*†	7,41*	6,61
A.2	14,26*	3,69*	6,14*†	4,51*	5,03*†	7,40*	6,53
B	15,70*	5,08*	14,18*'	7,19*	6,78*	8,37*'	9,70
C.1	15,71*	5,26*	8,55*	7,24*	6,78*	8,19*'	9,74
C.2	15,63*	5,34*	8,63*	7,17*	6,80*	8,13*'	9,77
FFRF12							
A.1	14,10*	3,58*	6,02*†	4,38*	5,03*†	6,88*	6,36
A.2	14,01*	3,58*	6,05*†	4,38*	5,05*†	6,81*	6,35
B	20,04*	5,51*	14,23*'	7,54*	6,65*	9,74*'	15,64†'
C.1	16,29*	5,99*	14,21*'	7,47*	6,61*	9,76*'	15,71†'
C.2	20,69*	6,10*'	14,09*'	7,52*	6,63*	9,80*'	16,01†'
EFFR							
A.1	14,44	3,56†	6,11†	4,74	5,00†	7,32	6,55
A.2	14,33	3,55†	6,17†	4,76	5,04†	7,29	6,54
B	16,04	4,82	9,50	7,62'	7,02	9,52'	9,56
C.1	15,54	4,82	9,51	7,56'	5,62	8,31'	9,83
C.2	15,52	4,82	9,48	7,64'	5,65	8,31'	9,81

Примечание. Расчеты авторов. Ячейки выделенный жирным помечают модели с наименьшим значением коэффициента MAPE для каждого товара. * – отклонение нулевой гипотезы о равном качестве прогноза для VAR модели с ожидаемой процентной ставкой и VAR модели с фактической процентной ставкой с уровнем статистической значимости 5%. † – отклонение нулевой гипотезы о равном качестве прогноза для VAR и RW моделей с уровнем статистической значимости 5%. ' – отклонение нулевой гипотезы о равном качестве прогноза для VAR и AR(1) моделей с уровнем статистической значимости 5%.

¹ С целью экономии места данные по некоторым сырьевым товарам были исключены и доступны по запросу

² Коэффициенты MAPE для периода с июля 2020 года были исключены и доступно по запросу.

Рисунок 1 демонстрирует прогнозные значения для VAR модели типа А.1. С ростом срока прогноза точность прогноза снижается. Полученные коэффициента MAPE при прогнозировании на h-шагов перед также подтверждают результаты рисунка 1, который предполагает, что прогнозирование с помощью VAR модели более предпочтительно на месяц вперед.



Примечание. Расчет авторов. Черная линия – фактические значения. Красная, зеленая и синяя линия – прогнозные значения на 1, 3, 6 месяцев вперед соответственно.

Рис. 1. Прогнозы цен золота и нефти на 1,3,6 месяцев вперед

Дополнительно проанализировали точность направления полученных прогнозов А.1 VAR модели, посчитав долю правильных прогнозов направления динамики цены сырьевого товара (коэффициент успешности). Таблица 3 демонстрирует коэффициенты успешности вместе с тестом Песарана-Тиммермана. Полученные результаты подтверждают сильную прогностическую способность используемой VAR модели.

Таблица 3. Коэффициенты успешности

Товар	FFRF1	FFRF6	FFRF12	EFFR
Нефть	68,2%*	63,6%	72,7%**	72,7%**
Газ	50,0%	40,9%	40,9%	36,4%
Золото	59,1%	54,5%	63,6%*	68,2%**
Серебро	45,5%	50,0%	50,0%	45,5%
Медь	63,6%	63,6%	63,6%	63,6%
Алюминий	54,5%	54,5%	54,5%	50,0%
Никель	63,6%	68,2%	72,7%*	63,6%
Цинк	45,5%	36,4%	54,5%	40,9%
Пшеница	59,1%	54,5%	59,1%	63,6%**
Соевые бобы	54,5%	54,5%	40,9%	45,5%
Сахар	50,0%	59,1%	54,5%	50,0%
Кукуруза	54,5%	63,6%	63,6%	45,5%
Хлопок	50,0%	54,5%	36,4%	45,5%

Примечание. Расчеты авторов. Цифры показывают коэффициенты успешности для каждого сырьевого товара. **, * означают отклонение нулевой гипотезы теста Песарана-Тиммермана со статистической значимостью 5%, 10% соответственно.

4. Проверка надежности

Для проверки устойчивости результатов мы использовали скользящие расширяющиеся окна в рамках оптимизации VAR модели для прогнозирования на контрольном периоде.

Таблица 4 демонстрирует результаты прогнозов для А.1 VAR модели. Во-первых, использование расширяющегося окна для прогнозирования показывает лучше результаты по коэффициенту MAPE в сравнении с использованием скользящего окна по большинству товаров и с использованием разных ожидаемых процентных ставок. Во-вторых, результаты согласуются с результатами в таблице 2 из-за

одинаковой величины коэффициенты MAPE. В-третьих, все VAR модели показывают более точный результат прогноза в сравнении с RW моделью.

Таблица 4. Коэффициенты MAPE для оценки моделей прогнозирования с применением скользящего и расширяющегося окна, на примере VAR модели типа A.1

Размер окна в годах (месяц начала)	Нефть	Золото	Медь	Алюминий	Пшеница	Сахар	Хлопок
	FFRF 1						
5 (2015M01)	0,966*	0,689*†	0,646*†	1,012*	0,577*†	0,791*	0,845
10 (2010M01)	0,974*	0,645*†	0,668*†	0,98*	0,638*†	0,802*	0,886
15 (2005M01)	0,918*	0,653*†	0,675*†	0,95*	0,644*†	0,743*†	0,803
20 (2000M01)	0,906*	0,663*†	0,639*†	0,913*	0,62*†	0,695*†	0,843
22 (1998M01)	0,901*	0,672*†	0,641*†	0,914*	0,621*†	0,729*	0,848
Расшир. окно (1998M01)	0,898*	0,674*†	0,64*†	0,916*	0,625*†	0,727*	0,852
	FFRF 6						
5 (2015M01)	1,007*	0,698*†	0,623*†	0,974*	0,578*†	0,808*	0,856
10 (2010M01)	1,012*	0,644*†	0,658*†	0,967*	0,635*†	0,785*	0,889
15 (2005M01)	0,938*	0,652*†	0,673*†	0,907*	0,618*†	0,719*†	0,839
20 (2000M01)	0,91*	0,668*†	0,642*†	0,884*	0,598*†	0,711*†	0,847
22 (1998M01)	0,902*	0,673*†	0,643*†	0,886*	0,601*†	0,734*	0,852
Расшир. окно (1998M01)	0,9*	0,675*†	0,641*†	0,887*	0,606*†	0,731*	0,854
	FFRF 12						
5 (2015M01)	0,963*	0,675*†	0,609*†	0,974*	0,57*†	0,765*	0,837
10 (2010M01)	0,96*	0,626*†	0,65*†	0,97*	0,622*†	0,755*	0,862
15 (2005M01)	0,937*	0,647*†	0,674*†	0,877*	0,606*†	0,691*†	0,826
20 (2000M01)	0,885*	0,662*†	0,656*†	0,882*	0,604*†	0,674*†	0,813
22 (1998M01)	0,894*	0,66*†	0,646*†	0,864*	0,608*†	0,69*†	0,819
Расшир. окно (1998M01)	0,885*	0,659*†	0,632*†	0,864*	0,608*†	0,679*†	0,82
	EFFF						
5 (2015M01)	0,792	0,749	0,594†	0,993	0,592†	0,795	0,775
10 (2010M01)	0,725†	0,676†	0,601†	0,996	0,675†	0,771†	0,867
15 (2005M01)	0,869	0,633†	0,678†	0,946	0,58†	0,703†	0,802
20 (2000M01)	0,883	0,652†	0,657†	0,924	0,612†	0,715†	0,833
22 (1998M01)	0,906	0,654†	0,651†	0,921	0,607†	0,711†	0,838
Расшир. окно (1998M01)	0,906	0,653†	0,651†	0,925	0,605†	0,715†	0,838

Примечание. Расчеты авторов. Таблица показывает отношение коэффициента MAPE VAR модели к коэффициенту MAPE RW модели, значения которой находятся в таблице 2. Значения ниже 1 означают лучшую прогностическую способность VAR модели в сравнении с RW моделью. * – отклонение нулевой гипотезы о равном качестве прогноза для VAR модели с ожидаемой процентной ставкой и VAR модели с фактической процентной ставкой с уровнем статистической значимости 5%. † – отклонение нулевой гипотезы о равном качестве прогноза для VAR и RW моделей с уровнем статистической значимости 10%.

5. Заключение

Ожидания будущего пути процентных ставок имеют важное значение для экономики, поскольку они влияют на различных участников рынка. Исследование позволило оценить роль ожидаемой процентной ставки для прогнозирования цен на товары.

Для проверки качества VAR моделей с ожидаемой процентной ставкой мы провели прогнозирование на контрольной выборке, используя широкий спектр сырьевых товаров. Полученные результаты позволяют сделать вывод о целесообразности использования ожидаемой процентной ставки в качестве дополнительного фактора при построении прогностических моделей для прогнозирования цен на товары. Лучший период использования ожидаемой процентной ставки составляет 12 месяцев, так как прогнозы оказываются более точными по сравнению с другими ожидаемыми процентными ставками. Наши результаты показывают, что модели VAR с ожидаемой процентной ставкой предоставляют прогнозы с аналогичным или более высоким качеством прогноза по сравнению с моделями VAR с фактической процентной ставкой по коэффициенту MAPE. Следует

отметить, что во время периодов высокой волатильности модель VAR склонна к менее эффективной работе.

Исходя из результатов анализа данной работы, можно выделить следующие рекомендации. Для инвесторов рынка важно обращать внимание не только на фактические процентные ставки, но и на ожидаемую процентную ставку, что может позволить вносить изменения в портфели заранее. Для исследователей результаты могут быть полезны в связи с возможностью улучшения точности их прогностических моделей. Производители могут воспользоваться результатами, поскольку они могут понять динамику будущих цен на товары, чтобы минимизировать возможные потери от колебаний цен путем проведения хеджирования.

Дальнейшие исследования могут включать в себя расширение моделей для оценки влияния ожидаемой процентной ставки на цены сырьевых товаров, создание более точных прогностических моделей с учетом ожидаемой процентной ставки как для краткосрочных, так и для долгосрочных прогнозов.

Литература

1. *Bessler W. and Wolff D.* Do commodities add value in multi-asset portfolios? An out-of-sample analysis for different investment strategies // *Journal of Banking & Finance*. – 2015. – Vol. 60. – P. 1-20.
2. *Anzuini A., Lombardi M.J. and Pagano P.* The Impact of Monetary Policy Shocks on Commodity Prices // *International Journal of Central Banking*. – 2013. – Vol. 9, N. 3. – P. 125-150.
3. *Cabrerales C.A., Granados Castro J.C. and Joya J.O.* The effect of monetary policy on commodity prices: disentangling the evidence for individual prices // *Economics Research International*. – 2014. – Vol. 2014, N. 649734. – P. 1-13.
4. *Akram Q.F.* Commodity prices, interest rates and the dollar // *Energy Economics*. – 2009. – Vol. 31, N. 6. – P. 838-851.
5. *Muth J.F.* Rational Expectations and the Theory of Price Movements // *Econometrica*. – 1961. – Vol. 29, N. 3. – P. 315-335.
6. *Lucas R.E.J.* Expectations and the neutrality of money // *Journal of Economic Theory*. – 1972. – Vol. 4, N. 2. – P. 103-124.
7. *Chu K.-Y. and Morisson T.K.* The 1981-82 recession and non-oil primary commodity prices // *IMF Staff Papers*. – 1984. – Vol. 31, N. 1. – P. 93-140.
8. *Kilian L. and Murphy D.P.* The role of inventories and speculative trading in global markets for crude oil // *Journal of Applied Econometrics*. – 2014. – Vol. 29. – P. 454-478.
9. *Reinhart C. and Borensztein E.* The macroeconomic determinants of commodity prices // *IMF Staff Papers*. – 1994. – Vol. 94, N. 009.
10. *Mitsas S., Golitsis P. and Khudoykulov K.* Investigating the impact of geopolitical risks on the commodity futures // *Cogent Economics & Finance*. – 2022. – Vol. 10, N. 1.
11. *Hammoudeh S., Nguyen D.K. and Sousa R.M.* US monetary policy and sectoral commodity prices // *Journal of International Money and Finance*. – 2015. – Vol. 57. – P. 61-85.
12. *Siami-Namini S.* U.S. monetary policy and commodity prices: a SVECM approach // *Economic Papers, The Economic Society of Australia*. – 2021. – Vol. 40, N. 4. – P. 288-312.
13. *Kasteler A.* Quantitative Easing: Money Supply and the Commodity Prices of Oil, Gold, and Wheat // *All Graduate Plan B and other Reports*. – 2017. – Vol. 1037.
14. *Grossmann A. and Kim J.* The impact of U.S. dollar movements and U.S. dollar states on non-perishable commodity prices // *Research in International Business and Finance*. – 2022. – Vol. 61.
15. *Amatov A. and Dorfman J.H.* The effects on commodity prices of extraordinary monetary policy // *Journal of Agricultural and Applied Economics*. – 2017. – Vol. 49, N. 1. – P. 83-96.
16. *Frankel J.A.* The effect of monetary policy on real commodity prices // *NBER Working Paper*. – 2006. – N. 12713. – P. 1-40.
17. *Scrimgeour D.* Commodity price responses to monetary policy surprises // *American Journal of Agricultural Economics*. – 2014. – Vol. 97, N. 1. – P. 88-102.
18. *Gospodinov N. and Jamali I.* Monetary policy surprises, positions of traders, and changes in commodity futures prices // *FRB Atlanta Working Paper*. – 2013. – N. 12. – P. 1-39.
19. *Bugaev M.* Expected interest rate and its influence on commodity prices // *Ekonomika i Upravlenie: Problemy, Resheniya*. – 2022. – T. 3, N. 1. – P. 87-95.
20. *Thomasz E.O., Massot J.M. and Rondinone G.* Is the interest rate more important than inventories? The case of agricultural commodities in the context of the financialization process // *Lecturas De Economia*. – 2016. – N. 85. – P. 127-153.
21. *Gürkaynak R.S., Sack B.P. and Swanson E.T.* Market-based measures of monetary policy expectations // *Journal of Business & Economic Statistics*. – 2007. – Vol. 25, N. 2. – P. 201-212.
22. *Harvey D., Leybourne S. and Newbold P.* Testing the equality of prediction mean squared errors // *International Journal of Forecasting*. – 1997. – Vol. 13, N. 2. – P. 281-291.