Моделирование инфляции в 1992 - 1995 годах

III

Обсуждаемая в данном приложении модель динамики инфляции основывается на простой авторегрессионной зависимости, оцененной на интервале 1992 - 1995 годов. Она связывает месячную инфляцию, во-первых, с инфляцией в предыдущем месяце и, во-вторых, с приростом денежной массы M_2, а так же с прочими, т.е. немонетарными факторами. Индикатором прироста денежной массы было выбрано среднее геометрическое ее месячных приростов за предыдущие полгода. Таким образом, принимая в расчет запаздывание воздействия денежной массы на агрегированный спрос, а также влияние немонетарных факторов, мы получаем темповую регрессионную зависимость, которая в общем виде выглядит следующим образом:

$$p_t = a_1 p_{t-1} + a_2 m_{t-1,t-6} + \pi_t \qquad (1),$$

где p_t — индекс роста потребительских цен в течение месяца t, $m_{t-1,t-6}$ — среднее геометрическое месячных темпов прироста денежной массы M_2 за предыдущие шесть месяцев, π_t — случайная переменная, отражающая влияние прочих факторов, a_1, a_2 — коэффициенты регрессии.

Уравнение регрессии (1) не включает свободный член (как показала оценка, он статистически незначим). Это, однако, согласуется с некоторыми теоретическими моделями инфляции с недостаточно негибкими ценами. Они описывают в явном виде процесс установления фирмами цен в условиях монополистической конкуренции производителей, не обладающих полной информацией о денежной политике государства. В основе этого направления лежит хорошо извест-

ная модель несовершенной конкуренции[457]. Другой подход к объяснению инерционности цен основан на учете двусторонних трудовых контрактов, заключаемых на фиксированный срок, и учитывающих инфляцию[458]. Теоретический уровень цен выражается (в логарифмической шкале) как выпуклая линейная комбинация уровня цен, установленных в предыдущем периоде и денежной массы в текущем периоде[459].

Оценка авторегрессии дает следующие результаты:

$$p_t = 0{,}68p_{t-1} + 0{,}36m_{t-1,t-6} + \pi_t \qquad (2),$$

$$(8{,}4) \qquad (3{,}9)$$

Таким образом, полученные оценки являются статистически значимыми. Проверка наличия автокорреляции остатков методом Лагранжа показала отсутствие автокорреляции первого порядка на 95-процентном уровне значимости. Кроме того, тест Бокса - Пирса свидетельствует о том, что с 95-процентной вероятностью не может быть отвергнута гипотеза о том, что остатки представляют собой белый шум.

Множественный коэффициент детерминации для уравнения со свободным членом равен 0,85. Следовательно, вклад немонетарных факторов (при данном виде зависимости и выбранной структуре лага) в дисперсию роста цен составляет 15%. Заметим, что сумма коэффициентов линейной комбинации в (2) близка к 1. Это свойство наблюдается и для всех других спецификаций модели с более сложной лаговой структурой. Данный факт, с одной стороны, отвечает теоретической зависимости, о которой говорилось выше, а с другой стороны может быть интерпретирован как проявление свойства нейтральности денег в долгосрочном периоде.

---

[457] Dixit A., Stiglitz J. Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity // American Economic Review, Vol. 67, No. 3 (June), 1977.

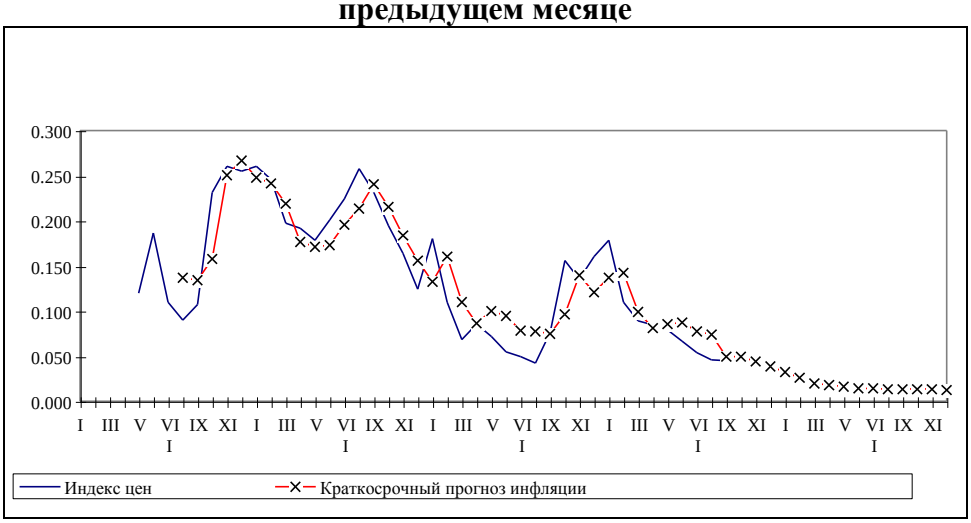
[458] Taylor J. Aggregate Dynamics and Staggered Contracts // Journal of Political Economy, Vol. 80, No. 1 (Jan), 1980; Fuhrer J. and Moore J. Inflation Persistence // Quarterly Journal of Economics, Vol. 110, No. 1 (Feb), 1995.

[459] Fischer S., Blanschard O. Lectures on Macroeconomics // The MIT Press, 1990, 429p.

Как показывают полученные оценки, инерционность цен является очень весомым фактором, определяющим динамику инфляции. Изменение темпа инфляции на 1 процентный пункт в текущем месяце обуславливает при прочих равных изменение этого темпа в следующем месяце в среднем на 0,68 процентных пункта. Прогноз изменения цен в 1995-1996 годах на основе построенной авторегрессионной модели представлен графически (рис. 1).

Рис. 1

Прогноз инфляции в 1995-1996 годах без учета динамики цен в предыдущем месяце



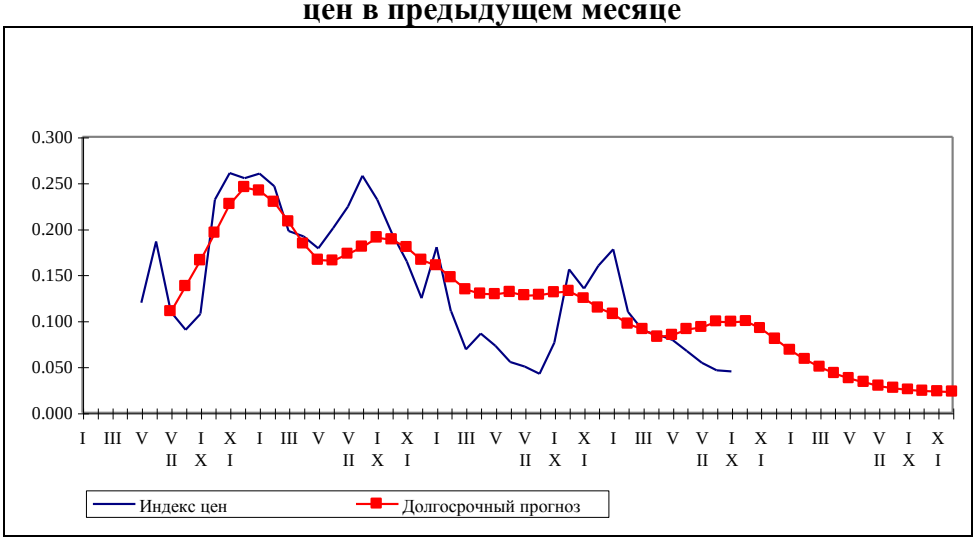
С целью иллюстрации прогностических свойств модели на рисунке 2 представлен долгосрочный ретроспективный прогноз инфляции. Здесь не используется фактическая динамика цен, а рассчитываемые для периода с июля 1992 года по декабрь 1996 года темпы инфляции основаны только на основе информации о динамике денежной массы. Данные на 1996 годы соответствуют проекту денежной программы, разработанной ЦБ РФ. В данном случае видно, что модель хорошо улавливает тренд инфляции, а отклонения прогнозных цифр от фактических объясняются не учитываемыми в модели изменениями реального спроса на деньги.

Как видно из рисунка 2, модель не улавливает изменений доли денег в ВВП, связанных с динамикой реального спроса на деньги, который определяется ожиданиями экономических агентов, колебаниями объе-

ма реального продукта и т.д. (т.е. факторами, лежащими на стороне спроса на деньги). Напротив, изменения доли денег в ВВП, вызванные фактической динамикой предложения денежной массы в условиях существенной ригидности цен, достаточно хорошо отражены траекторией ретроспективного прогноза на рисунке 2.

Рис. 2

Прогноз инфляции в 1995-1996 годах с учетом динамики цен в предыдущем месяце



Для учета в модели индикатора инфляционных ожиданий мы в качестве индикатора их изменений использовали динамику обменного курса доллара. В результате была получена следующая модификация модели инфляции:

$$p_t = 0{,}61p_{t-1} + 0{,}33m_{t-6,t-1} + 0{,}25d_{t,t-5} + \pi_t \qquad (2a),$$

(8,29) (2,66) (3,38)

где p_t — инфляция в месяце t, $m_{t-1,t-6}$ — средний темп прироста денежной массы за предыдущие полгода, $d_{t,t-5}$ — темп изменения доллара за последние пять месяцев, π_t — случайная переменная, отражающая воздействие инфляционных ожиданий и немонетарных факторов. Коэффициент множественной регрессии $R^2 = 0{,}893$.