Поставленную задачу нетрудно решить численно методами динамического программирования. В данной работе эта задача исследуется аналитически.

Введем отображение $\Psi : R^{m+1} \to R^{m+1}$ из m-мерного арифметического пространства R^{m+1} в себя определенное формулами

$$\Psi(w, z_i) = \begin{cases} w^* = \max_i \left[wr_i + z_i h_i p_i + h_i (1 - p_i) \right] \\ z_i^* = wr_i + z_i h_i p_i + h_i (1 - p_i) \end{cases},$$

Справедлива теорема.

Теорема. Максимальное значение прибыли от деятельности m предприятий за n лет в условиях поставленной задачи равно $L(S) = w^{(n)} \cdot S$, где коэффициент $w^{(n)}$ вычисляется из рекуррентной последовательности $\left\{ w^{(k+1)}, z_i^{(k+1)} \right\} = \Psi(w^{(k)}, z_i^{(k)}),\ k = 1, \ldots, n$ с начальным условием

$$w^{(1)} = \max\left[h_i\right];$$

$$z_i^{(1)} = h_i.$$

Другими словами решение получается путем n кратной итерации отображения $\Psi : R^{m+1} \to R^{m+1}$.

Замечание 1. Доказательство следует из функциональных уравнений Беллмана. Отметим, что хотя формулировка исходной задачи линейная, отображение $\Psi : R^{m+1} \to R^{m+1}$ не является линейным.

Замечание 2 Данное решение позволяет проводить не только численные расчеты, но и изучить качественное поведение решения в зависимости от параметров задачи.

Эмпирические исследования инфляции по регионам Дальнего Востока России

С.А. Ланец
Г. Хабаровск, ИЭИ ДВО РАН

В данной работе рассматривается возможность построения эмпирической зависимости между инфляцией и основными макроэкономическими факторами и использование полученных зависимостей для анализа и прогнозирования динамики инфляции для регионов (края и области) Дальнего Востока (ДВ) России. Проверяется возможности построения теоретической зависимости – кривой Филипса и модели Фридмана

Объект исследования – РФ и края и области Дальнего Востока России: Республика Саха (Якутия), Еврейская автономная область, Приморский край, Хабаровский край, Амурская область, Камчатская область, Магаданская область, Сахалинская область. Период исследования: года: 1995–2004, годовые данные.

Для построения эмпирической зависимости между инфляцией и основными макроэкономическими факторами использовался метод панельных данных. Он особенно актуален при коротких временных рядах, как в нашем исследовании – 10лет: с 1995 по 2004 г.

Эмпирический анализ кривой Филлипса

В работе проводились оценки разных видов кривой Филлипса для регионов ДВФО с целью сравнения оценок и проверки применимости данных уравнений.

Базовая кривая Филлипса

Стандартная кривая Филлипса имеет вид :

$$\pi_t = \lambda(y_t - y_t^*) + v_t, \quad v_t = \rho * v_{t-1} + u_t; \quad \lambda > 0, \ \ \mathrm{y} = \ln Y, \ \ y^* = \ln Y^*, \tag{1}$$

где π_t – инфляция, y – валовой внутренний продукт (ВВП), y^* – потенциальный ВВП, разность $y_t - y_t^*$ – представляет собой отклонение ВВП от его потенциального значения в процентном отношении и называется разрывом ВВП (GAP).

Оценки по данным с 1998 по 2004г по краям и областям ДВ получаются следующие:

FE оценка:

$$\pi_t = 0.230 - 1.35(y_t - y_t^*) + v_t, \quad v_t = 0.136 * v_{t-1} + u_t \tag{2}$$

Prob.= 0.0001 0.0006 0.3657

$R^2 = 0.24$ DW=1.17 F-statistic=1.86 S.E. of regression=0.176

Фиксированный эффект (*FE оценка*) незначим (Prob. всех индивидуальных эффектов >0.2, F-statistic=1.86 – низкий). Оценки показывают, что эффект разрыва ВВП значим, в то время знак при GAP отрицательный, что противоречит теории. AR(1) эффект незначим. Присутствует автокорреляция. В целом уровень значимости уравнений весьма низок 22,7–24% (R^2).

Новокейнсианская кривая Филлипса

Включение в модель рациональных ожиданий было основано на работах Кальве и Тейлора, впервые получивших в начале 80-х годов микрообоснования кривой Филлипса с инфляционными ожиданиями (в форме рациональных ожиданий):

$$\pi_t = \lambda(y_t - y_t^*) + E_t(\pi_{t+1}), \quad \lambda > 0\,, \tag{3}$$

где E_t – условное математическое ожидание. Эта кривая Филлипса получила название новой или новокейнсианской кривой Филлипса.

Оценки по краям и областям ДВ получаются следующие:

Pool оценка, 1997< TIME<2004 *:*

$$\pi_{\mathrm{t}} = -0.029 - 0.337(y_t - y_t^*) + 1.553\pi_{\mathrm{t+1}} \tag{4}$$

Prob.= 0.4385 0.305 0.000

$R^2 = 0.665$ DW=2.00 F-statistic=42.77 S.E. of regression=0.113

Включение рациональных ожиданий значимо после 1997г и при этом незначим разрыв выпуска. На всем интервале наоборот – более существенно влияние GAP и менее значение ожиданий будущей инфляции. Оценка на интервале с 1998 по 2004г существенно увеличивает уровень значимости уравнений – до 66,5% (R^2 = 0.665). Фиксированный эффект (*FE оценка*) незначим.

Альтернативные оценки инфляции.

Исследование инфляции в зависимости только от прошлой или ожидаемой инфляции оставляет неудовлетворительное ощущение, т.к. оставляет за границами рассмотрения основные макропоказатели, которые согласно теории должны влиять на уровень инфляции, а именно количество денег в экономике, безработицу и рост или колебания выпуска или ВРП. Включение их в различных комбинациях составляло дальнейшую задачу исследования. За основу была взята модель Фридмана.

Модель Фридмана

Функция спроса типичного индивида на деньги имеет вид (уравнение LM): $\frac{M}{P} = f\left(y, \pi^e\right)$,

где M – денежная масса, P – уровень цен, π_t^e – ожидаемый темп инфляции, y – валовой внутренний продукт (ВВП) на душу. Предполагается ситуация совершенного предвидения, т.е. экономические агенты угадывают будущий темп инфляции, что значит, что реальный темп инфляции (π_t) совпадает с ожидаемым темпом инфляции (π_t^e): $\pi_t = \pi_t^e$ Агрегированная функция спроса на деньги имеет вид: $M = N * P * f\left(Y, \pi\right)$, где N – численность населения. В уравнение входит M – количество денег в экономике региона, однако таких данных в распоряжении автора не было. Аналогом количества денег в экономике региона может быть среднемесячная номинальная заработная плата работающих в экономике региона. Аргумент против включения ее в уравнение являлся аргумент пионеров в исследовании кривой Филипса, что темп инфляции и темп номинальной заработной платы есть одно и тоже. Однако при ближайшей проверке для России это не выполняется по ряду причин. Во-первых, в росте российской номинальной зарплаты в 1990–2005 гг. помимо инфляционной составляющей присутствует растущая составляющая реальной зарплаты. Во-вторых, пионеры кривой Филлипса делали свои предположения в рамках совершенной конкуренции и в предположении постоянства предельного продукта труда, чего не наблюдается в России в 1990–2005 гг. И, в-третьих, простой корреляционный анализ показывает, что это разные переменные.

После преобразований, получаем конечно-разностное уравнение:

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \frac{\omega_t}{\omega_{t-1}} + \beta_2 \frac{Y_t}{Y_{t-1}} - \beta_1 (u_t - u_{t-1})(1+u_t) + \beta_3 \pi_{t-1} \tag{5}$$

$$\beta_1 = \frac{1}{(1+\mu)}; \qquad \beta_2 = \frac{-\gamma}{(1+\mu)}; \qquad \beta_3 = \frac{\mu}{(1+\mu)}; \qquad \beta_0 = -\beta_1 - \beta_2$$

связывающее инфляцию с темпом номинальной заработной платы работающих в экономике $\left(\dfrac{\omega_t}{\omega_{t-1}}\right)$, темпом реального ВРП $\left(\dfrac{Y_t}{Y_{t-1}}\right)$, инфляцией прошлого периода и изменением безработицы $(u_t - u_{t-1})$.

Оценка уравнения (5).
Pool оценка, 1997< TIME<2005:

$$\pi_t = -0.173 + 0.298\left(\frac{\omega_t}{\omega_{t-1}} - (u_t - u_{t-1})(1+u_t)\right) - 0.084\frac{Y_t}{Y_{t-1}} + 0.338\pi_{t-1} \tag{6}$$

Prob.= 0.140 0.009 0.082 0.0000

$R^2 = 0.766$ DW=2.32 F-statistic=61.12 S.E. of regression=0.046

Включение зарплаты, безработицы и реального ВВП оказалось оправданным – их оценки значимы и уровень значимости уравнения в целом также высок. Все знаки и порядок коэффициентов согласуются с теорией, показывая редкое совпадение теории и практики.

Точность уравнения (6) гораздо выше, чем уравнения (2) и (4) по кривой Филлипса ($R^2 = 0.766$; S.E. of regression=0.046).

1) FE оценка, 1997< TIME<2005*:*

$$\pi_t = -0.214 + 0.310\left(\frac{\omega_t}{\omega_{t-1}} - (u_t - u_{t-1})(1+u_t)\right) - 0.066\frac{Y_t}{Y_{t-1}} + 0.325\pi_{t-1} \quad (7)$$

Prob.= 0.09 0.000 0.200 0.0000

$R^2 = 0.778$ DW=2.41 F-statistic=26.1 S.E. of regression=0.047

FE оценка дает близкий результат по оценкам коэффициентов , но при этом оценки индивидуальных эффектов ненадежны.

3) Pool оценка, 1995< TIME<2005*:*

$$\pi_t = -0.665 + 0.212\left(\frac{\omega_t}{\omega_{t-1}} - (u_t - u_{t-1})(1+u_t)\right) - 0.678\frac{Y_t}{Y_{t-1}} + 0.270\pi_{t-1} \quad (8)$$

Prob.= 0.0002 0.1766 0.0000 0.040

$R^2 = 0.419$ DW=1.98 F-statistic=18.26 S.E. of regression=0.146

Точность уравнения (8) на интервале 1995< TIME<2005 гораздо ниже, чем уравнения (7) на интервале 1997< TIME<2005. Кроме того, незначимым оказалось совместное влияние роста зарплаты и изменения безработицы.

Логарифмическая модель

Другой вариант модели был построен на основе уравнения (5) в логарифмическом виде. Расчеты проводились с разным набором факторов, на двух интервалах времени – брался полный интервал с 1995 по 2004г и его часть, начиная с 1998г. В нижеприведенных уравнениях LOG( ) – натуральный логарифм (в терминологии эконометрического пакета Eviews).

1) FE оценка, 1998< TIME<2004*:*

$$\log(\pi_t) = -9.96 + 1.56\log(\frac{\omega_t}{\omega_{t-1}}) + 2.83u_t(1+u_t) + 0.354\log(\pi_{t-1}) \qquad (9)$$

Prob.= 0.0001 0.0027 0.0227 0.000

$R^2 = 0.826$ DW=2.36 F-statistic=51.05 S.E. of regression=0.180

2)Pool оценка, 1995< TIME<2004

$$\log(\pi_t) = 0.05 + -0.56\log(\frac{\omega_t}{\omega_{t-1}}) + 7.3u_t(1+u_t) - 0.20\log(\pi_{t-1}) \qquad (10)$$

Prob.= 0.988 0.45 0.0000 0.18

$R^2 = 0.437$ DW=1.43 F-statistic=15.55 S.E. of regression=0.469

Расчеты показывают, что на интервале 1998< TIME<2004 уравнение (9) с высокой точностью описывает поведение инфляции (R2 = 0.826; S.E. of regression=0.180). На интервале 1995< TIME<2004 такой высокой точности достичь не получается, что говорит о том, что этот отрезок нужно описывать двумя отрезками с разными уравнениями.

Таким образом, расчеты показали, что инфляцию на ДВ можно моделировать на основе уравнений (5) и использовать их в дальнейшем для модельных прогнозов в экономике. Получаемые оценки хорошо согласуются с теорией по знакам в уравнениях и имеют высокую надежность.

О возможности оптимизации самообучения как случайного процесса

С.Ю. Лисовец, К.Н. Моисеев,

СГА, Барнаульский филиал; ГАСИС, Новосибирский филиал

Зададим n-мерное евклидово пространство $\{x_1, x_2, ..., x_n\}$ определяющее личностные характеристики самостоятельно обучающегося индивида и привлекаемые для его обучения средства. Каждая точка этого пространства определяет вектор X, а неравенства $h_i(X) \geq 0, i = 1, 2, .., m$ формируют некоторую допустимую область самообучения. Задача оптимизации процесса обучения может быть записана так: найти вектор $X^* = (x_1^*, x_2^*, ...x_n^*)$ – личностно ориентированную траекторию обучения, максимизирующую функцию качества профессиональных знаний $Q_{\max} = Q(X^*) \geq Q(X)$ при определенных выше ограничениях. Решение сформулированной задачи оптимизации процесса самообучения может быть получено методами случайного поиска.

К задаче букмекера

Г.Ш. Лев, А.В. Фролов

АлтГТУ, г. Барнаул

Пусть совокупность A_i, $i = 1, 2, \ldots, n$ представляет собой полную группу событий, при этом $P_i = P(A_i)$. Клиент букмекера делает ставку на событие A_i с вероятностью q_i, при условии, что $\sum q_i = 1$, и платит