Неплатежи: макроэкономический анализ

I

К концу 1997 года объемы взаимных неплатежей в российской экономике достигли огромных размеров, что существенно затрудняет переход к экономическому росту. Нарастание неплатежей тормозит и развитие финансовых рынков, в том числе рынка корпоративных облигаций, увеличивая риск невозврата вложенных средств.

В Приложении I и II предлагаются два альтернативных подхода к объяснению динамики неплатежей. Подход к анализу причин возникновения и распространения неплатежей в российской экономике и, следовательно, возможных путей борьбы с ними, предлагаемый в Приложении I, основан на выявлении отдельных макроэкономических параметров, которые могут оказать влияние на уровень просроченной кредиторской задолженности, а также на наборе гипотез, объясняющих зависимости между рассматриваемыми переменными.

Другой подход (Приложение II) основан на описании возникающих по поводу рыночного обмена взаимоотношений экономических агентов, которые могут приводить к увеличению или снижению просроченных обязательств со стороны покупателей продукции. Этот подход носит скорее микроэкономический характер, хотя и учитывает изменение отдельных макроэкономических переменных. Особенность второго подхода состоит в том, что он включает гипотезы, исходящие из предположения о возможности влияния кредитора на изменение объема задолженности и описывающие динамику неплатежей с точки зрения его интересов, наряду с интересами дебитора.

Макроэкономическая модель неплатежей

В качестве переменных, влияющих на динамику неплатежей, рассматриваются: просроченная дебиторская задолженность; деловая актив-

ность (динамика ВВП); темпы роста денежной массы (M_2); величина исполнения расходов федерального бюджета; методы заимствований Министерства финансов РФ на финансовом рынке; реальная и номинальная процентные ставки ГКО.

Рассмотрим несколько подробней каждый из этих факторов.

Динамика деловой активности. Важным фактором, определяющим динамику изменения просроченной кредиторской задолженности, является как наличие сезонных колебаний в деловой активности, так и общий характер динамики ВВП страны. На протяжении 1991–1997 гг. нарастающие спросовые ограничения на продукцию российской промышленности на внутреннем рынке (по ценовым, качественным либо количественным причинам) привели к значительным структурным изменениям в реальном секторе экономики, а также общему спаду промышленного производства. Таким образом, многие предприятия не смогли рассчитаться со своими поставщиками вследствие значительного сокращения выпуска готовой продукции (либо его полного прекращения). Соответственно, может существовать обратная зависимость между изменениями просроченной кредиторской задолженности и динамикой реального ВВП (либо объемом промышленного производства). При этом представляется вероятным запаздывание в один-три месяца, что соответствует технологическим циклам в ряде крупных производств, а также среднему периоду оборачиваемости финансов предприятий. Более того, всплеск деловой активности должен означать относительно меньший прирост накапливаемой задолженности, переходящей впоследствии в просроченную (предположительно в среднем через три месяца).

Масса денег в экономике. При объяснении нарастания неплатежей часто ссылаются на “недостаток денег” в экономике, низкий уровень монетизации ВВП. Сторонники этого подхода в качестве средства снижения просроченной задолженности обычно предлагают увеличение денежной массы. Однако, на наш взгляд, такой подход носит явно односторонний характер, он учитывает лишь краткосрочные эффекты дополнительной эмиссии, а также влияние денежно-кредитной экспансии на другие факторы (влияющие, в свою очередь, на неплатежи). Рост номинальной суммы денег не всегда означает (долгосрочное) расширение объема реальной денежной массы. Более того, именно

увеличение темпов роста номинальной денежной массы чаще всего активизирует инфляционные процессы, способствует повышению процентных ставок и в результате этого снижает спрос на реальные денежные остатки.

Доходность государственных ценных бумаг. Высокий уровень доходности на рынке ГКО-ОФЗ также часто называют одной из основных причин неплатежей в реальном секторе экономики. Наиболее распространенная гипотеза заключается в следующем. На протяжении 1994 – начала 1997 гг. реальные ставки на рынке государственных долговых обязательств находились на очень высоком уровне, превосходившем возможную рентабельность в реальном секторе экономики. В такой ситуации многие предприятия предпочитали размещать собственные (и заемные) средства на рынке ГКО-ОФЗ с целью получения особенно высоких доходов, что приводило к “оттоку” денежных средств из реального сектора и к отказу от платежей по обязательствам этого сектора.

Рост номинальных процентных ставок может способствовать росту неплатежей также в связи с усилением инфляционных ожиданий и обострением проблем ликвидности. В первом случае предприниматели могут принять решение о задержке выплаты просроченной задолженности и текущих обязательств, чтобы расплатиться потом обесцененными деньгами, во втором — они не могут вовремя расплатиться по своим обязательствам вследствие обострения проблем ликвидности.

Вместе с тем, следует принять во внимание и обратные связи – связи между неплатежами и процентной ставкой. Достаточно вспомнить, например, о межбанковском кризисе ликвидности в августе 1995 года: банки, испытывавшие проблемы с платежами, вынуждены были прибегнуть к продаже своих активов, в том числе ГКО-ОФЗ, что увеличивало доходность этих обязательств. Также, вероятен рост процента по выдаваемым кредитам при росте неплатежей, как увеличение рисковой премии. Естественно, в этом случае надо рассматривать в качестве экзогенной переменной не доход по ГКО, а ставку процента по выдаваемым кредитам. Поскольку такая статистика труднодоступна, ограничимся проверкой гипотезы о взаимном влиянии процента ГКО и кредиторской просроченной задолженности, полагая, что процент ГКО

положительно зависит от роста неплатежей вследствие продажи должниками ликвидных активов.

Формирование цепи неплатежей и исполнение бюджетных обязательств. Особенность сложившейся ситуации заключается в том, что даже дисциплинированное, с точки зрения финансовых расчетов, и стремящееся поддерживать свой имидж предприятие может по независящим от него причинам иметь высокий уровень просроченной кредиторской задолженности. Причиной этому является поведение его контрагентов.

Любая фирма планирует свои денежные потоки с учетом поступления на ее счета в срок средств за поставленную продукцию. Нарушение этих условий одним из покупателей создает предпосылки для нарушения, в свою очередь, обязательств рассматриваемой фирмой.

Важно подчеркнуть, что в число таких "недобросовестных" агентов через бюджеты всех уровней входит и государство. Неисполнение бюджетных обязательств, в частности плановых расходов, блокирует работоспособность предприятий и их партнеров, лишает предприятия возможности расплачиваться с кредиторами, что, замыкая круг, приводит к сокращению поступлений в бюджет.

Таким образом, важными факторами при анализе динамики просроченной кредиторской задолженности являются просроченная дебиторская задолженность и степень исполнения бюджетных обязательств (плановых расходов) государства, формирующие замкнутый круг неплатежей.

Эмпирическая проверка гипотез. Для статистического тестирования высказанных гипотез оценим следующую модель:

$$\begin{cases} \left(\dfrac{\Delta C}{P}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \left(\Delta \dfrac{Y}{P}\right)_{t-3} + \alpha_2 \cdot r_{t-1}^f + \alpha_3 \cdot \left(\dfrac{B_F - B_P}{P}\right)_{t-1} + \alpha_4 \cdot \left(\dfrac{\Delta D}{P}\right)_{t-1} + \alpha_5 \cdot \dot{R}_t^{3m} + \varepsilon_1 \\ \dot{R}_t^{3m} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \dot{P}_{3m}^e + \beta_2 \cdot X_1 + \ldots + \beta_{n+1} \cdot X_n + \beta_{n+2} \cdot \left(\dfrac{\Delta C}{P}\right)_t + \varepsilon_2 \end{cases}, \quad (1)$$

где

$\left(\frac{\Delta C}{P}\right)_t$ - прирост кредиторской просроченной задолженности в сопоставимых ценах;

$\left(\frac{\Delta D}{P}\right)_t$ - прирост дебиторской просроченной задолженности в сопоставимых ценах;

$\left(\Delta\frac{Y}{P}\right)_t$ - прирост реального продукта (ВВП);

$\left(\frac{B_F - B_P}{P}\right)_{t-1}$ - превышение фактического исполнения расходов федерального бюджета в прошлом месяце над плановыми[448] (в реальных ценах);

r_{t-1}^f - наблюдаемая (в прошлом месяце) реальная трехмесячная процентная ставка ГКО (в процентах годовых);

$\dot{R}_t^{3m}$ - темп роста номинальной трехмесячной процентной ставки ГКО (усредненной за месяц);

$\dot{P}_{3m}^e$ - ожидаемая инфляция (поскольку мы моделируем трехмесячную процентную ставку, то переменная ожидаемой инфляции также берется на три месяца вперед);

$X_i \quad \{i = \overline{1,n}\}$ - дополнительные факторы, влияющие на доходность государственных ценных бумаг (будут введены при описании модели процентной ставки).

Система состоит из двух уравнений, описывающих динамику неплатежей и процентной ставки ГКО. Обе объясняемые переменные выступают также в роли объясняющих. В качестве независимых переменных в уравнение неплатежей, в соответствии с выдвинутыми гипотезами,

---

[448] Плановый показатель расходов бюджета на текущий месяц вычисляется как $^1/_{12}$ от совокупных расходов, заложенных в законе о бюджете на текущий год (в 1995 году – $^1/_4$ квартальных расходов).

включены темпы роста реального продукта, реальная ставка ГКО, исполнение расходов федерального бюджета и дебиторская просроченная задолженность. Все названные переменные используются с лагом, что усиливает предположение об их экзогенности.

Моделирование процентной ставки строится на предположении о том, что номинальная процентная ставка формируется экономическими участниками из ожидаемой инфляции и предполагаемой (желаемой) реальной доходности вложений (“эффект Фишера”). Кроме ожидаемой инфляции и неплатежей, в качестве объясняющей переменной в модель включены “внешние” факторы, влияющие на процентную ставку. Опишем эти факторы.

Моделирование процентной ставки. Согласно эффекту Фишера номинальная процентная ставка складывается из ожиданий инфляции и желаемой нормы реального дохода:

$$1 + R_t = \left(1 + r_t^*\right) \cdot \left(1 + \pi_t^e\right), \qquad (2)$$

или (для упрощения выводов)

$$R_t \approx r_t^* + \pi_t^e \qquad (3)$$

где

R_t - номинальная процентная ставка, наблюдаемая в текущем периоде;

r_t^* - "желаемая" реальная процентная ставка (для текущего периода);

π_t^e - ожидаемая инфляция в текущем периоде.

Номинальная доходность государственных ценных бумаг считается безрисковой нормой дохода по сравнению с другими инструментами (данной страны). Тем не менее существуют риски, которые распространяются и на государственные ценные бумаги, например, риск изменения инфляции, ликвидности, а в периоды политической нестабильности даже риск неисполнения обязательств, что было характерно для предвыборного периода, когда разница в доходности между выпусками, погашаемыми до и после выборов, была более чем существенной. Если разложить номинальную процентную ставку на две

компоненты – реальную доходность и инфляцию, то настоящая рисковая премия будет заключаться в реальной "желаемой" норме дохода. Это естественно, поскольку номинальный процент, не превышающий инфляцию, не может являться "премией" т.к. равносилен нулевому (реальному) доходу. Также, всегда существуют средства защиты от инфляции, каким, например, является устойчивая валюта, вложение средств в которую будет означать изоляцию от внутренних инфляционных процессов и девальвации. Доходность настоящей операции будет эквивалентна номинальному проценту, равному инфляции. Отсюда можно утверждать, что риски заключаются в реальной норме дохода, и что номинальная процентная ставка не может быть ниже ожидаемой инфляции, иначе была бы возможность арбитража, в том числе через операции на валютном рынке. Также можно утверждать, что желаемый реальный доход неотрицателен и гораздо менее изменчив, чем фактический. Это связано с тем, что изменение желаемого дохода связано с изменением рисков, не носящих постоянный характер, а изменение фактического реального процента – с ошибкой прогноза инфляции, которая присутствует постоянно.

Вторым определяющим фактором в уравнении Фишера является ожидаемая инфляция. В большинстве случаев существует ошибка в прогнозах инфляции (систематическая или не систематическая), фиксируемая по прошествии периода. Если ожидания адаптивны, то, вероятно, эта ошибка учитывается инвесторами при дальнейшем прогнозе инфляции:

$$\pi_t^e - \pi_{t-1}^e = \gamma \cdot \left(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e\right), \qquad (4)$$

где

π_t^e - ожидаемая к концу периода $t-1$ инфляция в периоде t;

π_{t-1}^e - ожидаемая к концу периода $t-2$ инфляция в периоде $t-1$;

π_{t-1} - фактическая инфляция в периоде $t-1$;

γ - корректирующий множитель, характеризующий степень самообучения на ошибках ($0 \le \gamma \le 1$).

Тогда $\left(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^{e}\right)$ будет ошибкой прогноза инфляции для периода $t-1$. Т.е. если данная величина будет отрицательной, то инфляционные ожидания были слишком велики, а значит инвесторы получили реальный доход, который оказался выше ожидаемого $r_{t-1} > r_{t-1}^{*}$. Если же инфляционные ожидания были недостаточны, т.е. величина $\left(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^{e}\right)$ оказалась положительной, то фактический реальный доход оказался меньше ожидаемого $r_{t-1} < r_{t-1}^{*}$.

В то же время, поскольку номинальный процент также можно представить как сумму из фактических значений инфляции и реального дохода:

$$R_t = r_t + \pi_t \tag{5}$$

то, в соответствии с равенством (2):

$$\left(\pi_{t-1} + r_{t-1}\right) = \left(r_{t-1}^{*} + \pi_{t-1}^{e}\right), \tag{6}$$

или

$$\left(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^{e}\right) = \left(r_{t-1}^{*} - r_{t-1}\right). \tag{7}$$

Тогда уравнение адаптивных ожиданий (4) можно переписать следующим образом:

$$\pi_t^{e} - \pi_{t-1}^{e} = \gamma \cdot \left(r_{t-1}^{*} - r_{t-1}\right) \tag{8}$$

Или, если раскрыть скобки:

$$\pi_t^{e} - \pi_{t-1}^{e} = -\gamma \cdot r_{t-1} + \gamma \cdot r_{t-1}^{*} \tag{9}$$

Получаем, что изменение ожидаемой инфляции находится в отрицательной зависимости от фактического реального процента в предыдущем периоде. Действительно, представим себе ситуацию, когда ожидаемая инфляция оказалась настолько меньше фактической, что полученный реальный доход оказался отрицательным. Что, например, наблюдалось в 1993 и частично в 1994 гг., когда фактическая инфляция превосходила номинальный процент. Впоследствии это привело к росту номинального дохода. Так же, из уравнения (9) следует, что желаемый доход и ожидаемая инфляция находятся в положительной корре-

ляции. Это также является разумным, поскольку ожидаемый реальный доход содержит премию за риск изменения инфляции, который, вероятно, должен возрастать с ростом самой инфляции.

Если переписать уравнение(2) в разностях, получим:

$$R_t - R_{t-1} = \left(r_t^* - r_{t-1}^*\right) + \left(\pi_t^e - \pi_{t-1}^e\right), \qquad (10)$$

что означает, что изменение инфляционных ожиданий отражается в номинальной норме дохода.

Как мы уже говорили выше, реальный ожидаемый доход гораздо менее изменчив, чем фактический. Отсюда можно утверждать, что определяющим фактором в корректировке адаптивных ожиданий будет фактический реальный доход.

Таким образом, из наших рассуждений следует, что высокая норма реального дохода (выше ожидаемой), сложившаяся в прошлом периоде, способствует снижению инфляционных ожиданий и, в соответствии с эффектом Фишера, снижению номинального процента. И наоборот, низкая (ниже ожидаемой) или отрицательная норма реального дохода, сложившаяся в прошлом периоде, способствует увеличению инфляционных ожиданий, а значит и росту номинального процента.

Доходность аукционов ГКО-ОФЗ. Размещение новых выпусков (сверх погашаемых) есть не что иное как временное изъятие свободных средств из оборота на финансовом рынке. Это уменьшает ликвидность, а значит способствует повышению ставок. Более того, если доходность размещаемых выпусков сильно отличается от доходности аналогичных серий на вторичном рынке, то это означает, что действия эмитента были плохо предсказуемыми. В большинстве случаев это воспринимается рынком как шок – побуждение к резкому изменению процентной ставки.

Степень непредсказуемости действий эмитента на аукционах может быть измерена на основе анализа первичного рынка. Аукцион по размещению облигаций представляет собой выставление заявок на покупку дилерами и определение минимальной удовлетворенной цены (цены отсечения) эмитентом. Чем “кучнее” выставляются заявки на аукционе, тем менее разрознены ожидания участников относительно его результатов. Конечный исход зависит от эмитента. В случае, если удовлетво-

ряются только те заявки, доходность которых близка к рыночной, “шокового” давления на рынок не происходит. Если же при этом нет ориентира на рыночную процентную ставку и удовлетворяются заявки, доходность которых значительно превосходит рыночную, формируются ожидания о росте процентной ставки и на следующем аукционе запрашивается еще больший процент.

Введем показатель, характеризующий степень различия доходности отсечения и доходности средневзвешенной:

$$S = \left(\frac{i_{\max}}{i_{\text{avr}}} \right), \text{ где}$$

$i_{\max}$ – максимальная доходность на аукционе (по цене отсечения);

i_{avr} –средневзвешенная доходность на аукционе (по средневзвешенной цене).

Данный показатель неотрицателен, т.к. максимальная доходность всегда выше либо равна средневзвешенной. Чем выше эта величина, тем больше разрыв между доходностью отсечения и средней доходностью, и тем меньше доля заявок с “правильными” ожиданиями в общем числе удовлетворенных заявок. Соответственно, тем менее предсказуемыми были действия Министерства финансов на аукционе. Данный показатель положительно коррелирует с ростом процентной ставки. Т.е., чем более неожиданна высокая максимальная доходность аукциона, тем выше на последующих торгах средняя процентная ставка.

Темпы роста денежной массы. Увеличение темпов роста номинальной денежной массы в экономике в краткосрочном периоде повышает ликвидность и способствует снижению номинального процента, а в более длительном – способствует росту цен и, следовательно, росту процентной ставки.

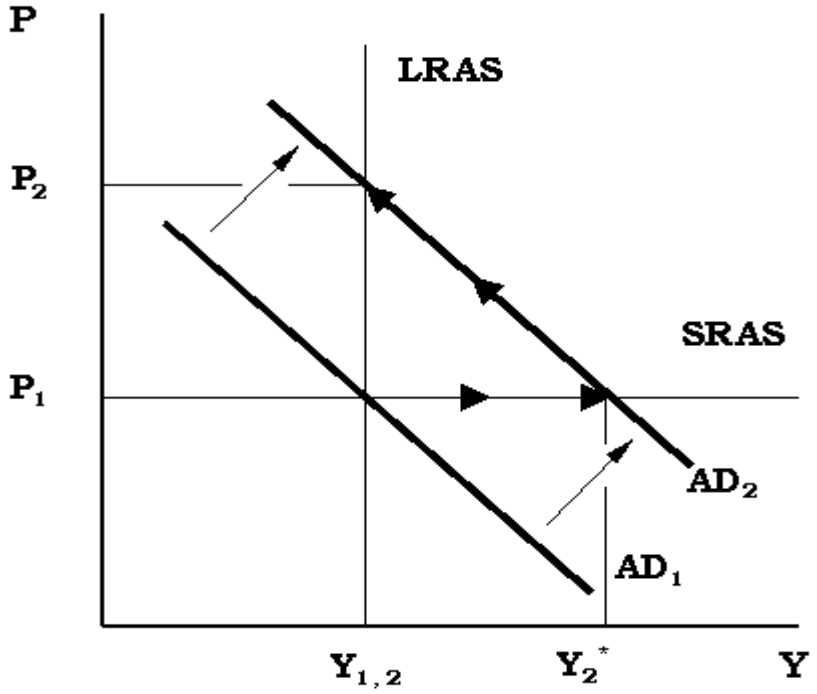
Рассмотрим влияние дополнительной денежной эмиссии на цены и деловую активность в стандартной макроэкономической модели. Будем полагать (для простоты), что в начальный момент инфляция равна нулю. Тогда рост номинальной денежной массы будет означать (в крат-

косрочной перспективе) увеличение реального предложения денег в экономике, что повлечет за собой рост совокупного спроса - сдвиг кривой AD вправо вверх (см. рис. 1).

При наличии избытка мощностей и рабочей силы кривую совокупного предложения в краткосрочном периоде можно предположить горизонтальной (SRAS). Тогда увеличение совокупного спроса на первом этапе может вызывать рост реального продукта. Но на протяжении более долгосрочного периода, когда повысятся цены на факторы производства и увеличатся издержки производства, это неизбежно должно способствовать развитию инфляционных процессов, тогда как производство будет сокращаться.

Рис. 1

Воздействие роста денежной массы на совокупный спрос, продукт и цены



AD - кривая совокупного спроса, Y - продукт, P - цены, SRAS и LRAS - кривые краткосрочного и долгосрочного предложения соответственно.

Таким образом, в отношении действия изменений темпов роста номинальной денежной массы на процент будем проверять одновременно две гипотезы – о краткосрочном и среднесрочном влиянии:

- В ответ на увеличение темпов роста номинальной денежной массы, в первоначальный момент времени происходит снижение номинальной процентной ставки. Это происходит вследствие возникающего эффекта увеличения ликвидности.
- Затем номинальная процентная ставка возрастает, что происходит вследствие увеличения инфляционных ожиданий и изменения номинального дохода.

Оценка коэффициентов макроэкономической модели неплатежей и процентной ставки. Введем в модель (1) описанные выше факторы, влияющие на процентную ставку:

$$\begin{cases} \left(\frac{\Delta C}{P}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \left(\Delta \frac{Y}{P}\right)_{t-3} + \alpha_2 \cdot r_{t-1}^f + \alpha_3 \cdot \left(\frac{B_F - B_P}{P}\right)_{t-1} + \alpha_4 \cdot \left(\frac{\Delta D}{P}\right)_{t-1} + \alpha_5 \cdot \dot{R}_t^{3m} + \varepsilon_1 \\ \dot{R}_t^{3m} = \beta_0 + \beta_1 \cdot r_{t-1}^f + \beta_2 \cdot \dot{M}2_t + \beta_3 \cdot \dot{M}2_{t-3..6} + \beta_4 \cdot S_t + \beta_5 \cdot \left(\frac{\Delta C}{P}\right)_t + \varepsilon_2 \end{cases}, \quad (11)$$

где

$\dot{M}2_t$ - темп роста номинальной денежной массы M_2 в текущем месяце;

$\dot{M}2_{t-3...6}$ - среднее геометрическое темпов роста номинальной денежной массы периодов $t-3,\ldots,t-6$;

S_t - аукционная премия (среднее геометрическое за месяц).

Переходя к оценке коэффициентов модели, обобщим вышесказанные рассуждения в гипотезах относительно знаков коэффициентов модели.

Итак, на прирост кредиторской просроченной задолженности влияют:

Отрицательно – предшествующий рост деловой активности $\left(\Delta \frac{Y}{P}\right)_{t-3}$;

- положительно – высокая реальная доходность облигаций в прошлом периоде r_{t-1}^{f};

- отрицательно – превышение фактически исполненных расходов бюджета над плановыми (т.е. их неисполнение – отрицательная разность – ведет к росту неплатежей) $\left(\frac{B_F - B_P}{P}\right)_{t-1}$;

- положительно – увеличение в прошлом месяце дебиторской просроченной задолженности (в реальных ценах $\left(\frac{\Delta D}{P}\right)_{t-1}$);

- положительно – рост номинальной (трехмесячной) процентной ставки ГКО $\dot{R}_t^{3m}$.

На изменение номинальной процентной ставки ГКО влияют:

- отрицательно – высокая реальная доходность облигаций в прошлом периоде, интерпретируемая также как ошибка прогноза инфляции прошлого периода в адаптивных ожиданиях r_{t-1}^{f};

- отрицательно – увеличение темпов роста номинальной денежной массы в текущем периоде $\dot{M}2_t$;

- положительно – предшествующее увеличение темпов роста номинальной денежной массы – вследствие роста цен $\dot{M}2_{t-3...6}$;

- положительно – неожиданно высокая аукционная премия S_t;

- положительно – прирост кредиторской просроченной задолженности $\left(\frac{\Delta C}{P}\right)_t$ вследствие продажи ликвидных активов должниками, и вследствие спроса должников на ликвидные ресурсы.

Как уже говорилось выше, объясняемые переменные одного уравнения используются в качестве "объясняющих факторов" во втором. Тем самым в модели предполагается взаимозависимость неплатежей и процентной ставки, причем процентная ставка и неплатежи определяются одновременно, и не влияют на остальные (экзогенные) переменные.

Чтобы учесть данную связь, воспользуемся двухшаговым методом наименьших квадратов (TSLS - two stage least squares). В таблицах 1 и 2 приводятся результаты оценки коэффициентов полученных на втором шаге TSLS.

Таблица 1

Результаты оценки коэффициентов модели в уравнении неплатежей (период с 02/94 по 9/97, помесячные данные, 44 наблюдения)

Variable	*Coefficient*	*Std. Error*	*T-Statistic*	*Prob.*
$const$	1.171929	1.301773	0.900256	0.3737
$\Delta(Y/P)_{t-3}$	-0.027380	0.089586	-0.305628	0.7616
r^{f}_{t-1}	0.012535	0.006749	1.857323	0.0710
$(B_F - B_P)/P\|_{t-1}$	-0.198543	0.080902	-2.454136	0.0188
$(\Delta D/P)_{t-1}$	0.117504	0.238733	0.492198	0.6254
$\dot{R}^{3m}_{t}$	1.693275	1.446533	1.170575	0.2491

R-squared	0.307419	Mean dependent var	4.242271
Adjusted R-squared	0.216290	S.D. dependent var	1.716738
S.E. of regression	1.519783	Akaike info criterion	0.963259
Sum squared resid	87.77015	Schwartz criterion	1.206558
F-statistic	3.878829	Durbin-Watson stat[449]	1.935831
Prob(F-statistic)	0.006146		

Как видно из таблиц, не все коэффициенты оказались статистически значимыми. Довольно низок процент объясненной дисперсии (R^2), особенно в уравнении неплатежей. Анализ графиков частичной корреляции показал наличие “выбросов”, ухудшающих качество регрессии.

Для учета влияния некоторых экономических и политических факторов, по-видимому, сказавшихся на “выбросах”, в модель были введены условные[450] переменные.

---

[449] Использование статистики Durbin-Watson для проверки гипотезы о автокорреляции остатков при небольшом количестве наблюдений и высоком числе переменных не может считаться эффективным, поскольку обладает широкими интервалами неопределенности. Здесь и далее в уравнениях с вероятной автокорреляцией остатков, производилась ее устранение добавлением авторегрессионных членов. Все выводы осносительно коэффициентов модели сохраняются, поэтому эта процедура не описывается. Также проверялась гипотеза о нормальности остатков с использованием статистики Jarque-Bera, которая не отвергалась ни в одном случае при уровне значимости 95%.

Таблица 2

Результаты оценки коэффициентов модели в уравнении процентной ставки (период с 02/94 по 9/97, помесячные данные)

наблюдения: 44

Variable	*Coefficient*	*Std. Error*	*T-Statistic*	*Prob.*
$const$	-2.085393	1.317341	-1.583032	0.1217
$\dot{M}2_t$	-2.076823	0.884420	-2.348232	0.0242
$\dot{M}2_{t-3...6}$	2.437325	1.294188	1.883285	0.0673
r^f_{t-1}	-0.003523	0.000984	-3.578895	0.0010
S_t	2.765761	0.718241	3.850741	0.0004
$(\Delta C/P)_t$	-0.029704	0.048182	-0.616508	0.5412

R-squared	0.516984	Mean dependent var	0.989793
Adjusted R-squared	0.453429	S.D. dependent var	0.331927
S.E. of regression	0.245395	Akaike info criterion	-2.683648
Sum squared resid	2.288313	Schwartz criterion	-2.440349
F-statistic	8.358475	Durbin-Watson stat	1.685653
Prob(F-statistic)	0.000021		

В уравнение неплатежей добавлены следующие условные переменные:

$D_{sep.94}$ – *сентябрь 1994г.* (ситуация перед “Черным вторником” - аккумуляция средств на покупку валюты оттянула средства из реального сектора, плюс ожидания о девальвации рубля равносильны в данной ситуации по действию инфляционным ожиданиям);

$D_{oct.96}$ – *октябрь 1996г.* (болезнь Президента Б.Н.Ельцина – повышалась рискованность инвестиций);

$D_{feb.-apr.97}$ – *февраль-апрель 1997г.* (предположительно – ожидания секвестрирования бюджета и перестановки в Правительстве).

В уравнение процентной ставки включены условные переменные:

---

[450] Значения каждой условной (также логической или Dummy-) переменной равны единице при t равном соответствующему названию периоду. В остальных случаях значения переменной нулевые. Т.е. условная переменная для сентября 1994 года($D_{sep.94}$) равна единице в сентябре 1994 г., а в другие месяцы равна нулю.

$D_{jul.95}$ è $D_{aug.95}$ – *июль и август 1995г.* (нарастающий межбанковский кризис неплатежей – происходил отток средств из ликвидных активов);

$D_{jan.96}$ – *январь 1996г.* (в этот период правительство и ЦБ РФ проводили активную политику по снижению доходности гособлигаций на период между выборами президента и государственной думы);

$D_{may.96}$ – *май 1996г.* (ситуация перед президентскими выборами, когда наиболее явно наблюдался разрыв в доходности между выпусками, погашаемыми до и после выборов; выпуски, погашаемые после выборов (какими являлись трехмесячные), были более рискованными, что положительно сказывалось на их доходности).

В таблицах 3 и 4 приводятся результаты оценки коэффициентов модели с добавленными логическими переменными. Новые оценки обладают более высокой значимостью, коэффициент детерминации увеличился до 0.70-0.90.

Таблица 3

Результаты оценки коэффициентов модели в уравнении неплатежей с логическими переменными (период с 02/94 по 09/97, помесячные данные, 44 набл.)

Variable	*Coefficient*	*Std. Error*	*T-Statistic*	*Prob.*
$const$	0.960232	0.605470	1.585927	0.1218
$\Delta(Y/P)_{t-3}$	-0.148385	0.057536	-2.579001	0.0143
r^f_{t-1}	0.015665	0.004054	3.863571	0.0005
$(B_F - B_P)/P\|_{t-1}$	-0.180973	0.046535	-3.888983	0.0004
$(\Delta D/P)_{t-1}$	0.000271	0.126427	0.002145	0.9983
$\dot{R}^{3m}_t$	1.742340	0.595641	2.925149	0.0060
$D_{sep.94}$	6.777192	1.019338	6.648619	0.0000
$D_{oct.96}$	2.865886	0.953164	3.006708	0.0049
$D_{feb.-apr.97}$	2.310914	0.587787	3.931553	0.0004

R-squared	0.757925	Mean dependent var	4.242271
Adjusted R-squared	0.702594	S.D. dependent var	1.716738
S.E. of regression	0.936222	Akaike info criterion	0.048444
Sum squared resid	30.67791	Schwartz criterion	0.413392
F-statistic	14.13056	Durbin-Watson stat	2.546977
Prob(F-statistic)	0.000000		

Практически все коэффициенты значимы на уровне 99%, а их знаки согласуются с выдвинутыми гипотезами. Исключением является коэффициент при дебиторской просроченной задолженности в уравнении неплатежей, и ставится под сомнение влияние неплатежей на процентную ставку ГКО. Незначимость коэффициента при дебиторской просроченной задолженности по всей видимости объясняется коррелированностью этой переменной с переменной исполнения расходов бюджета. В парной регрессии эти ряды объясняют 20% дисперсии друг друга $\left(R^2 = 0.2\right)$. Чтобы уточнить степень влияния каждого фактора, мы оценили каждый из коэффициентов отдельно, одновременно исключая из уравнения другой. Уточненные коэффициенты приведены в таблицах 5 и 6 (остальные коэффициенты существенно не изменились, поэтому в таблицах не приводятся).

Таблица 4

Результаты оценки коэффициентов модели в уравнении процентной ставки с логическими переменными (период с 02/94 по 9/97, помесячные данные, 44 наблюдения)

Variable	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
$const$	-1.785981	0.703179	-2.539865	0.0158
$\dot{M}2_t$	-1.916712	0.509901	-3.758992	0.0006
$\dot{M}2_{t-3...6}$	1.819398	0.755352	2.408675	0.0216
r^f_{t-1}	-0.003022	0.000576	-5.244449	0.0000
S_t	2.839024	0.396441	7.161277	0.0000
$\left(\Delta C/P\right)_t$	-0.014959	0.015457	-0.967815	0.3400
$D_{jul.95}$	0.637892	0.144382	4.418097	0.0001
$D_{aug.95}$	0.355422	0.144900	2.452868	0.0195
$D_{jan.96}$	-0.614148	0.159185	-3.858066	0.0005
$D_{may.96}$	0.858325	0.147543	5.817465	0.0000

R-squared	0.860093	Mean dependent var	0.989793
Adjusted R-squared	0.823059	S.D. dependent var	0.331927
S.E. of regression	0.139623	Akaike info criterion	-3.740904
Sum squared resid	0.662815	Schwartz criterion	-3.335406
F-statistic	23.17826	Durbin-Watson stat	1.875096
Prob(F-statistic)	0.000000		

Таблица 5

Оценка коэффициента при бюджетной переменной при исключении из модели дефлированных приростов дебиторской просроченной задолженности

Variable	*Coefficient*	*Std. Error*	*T-Statistic*	*Prob.*
$(B_F - B_P)/P\|_{t-1}$	-0.181030	0.037966	-4.768253	0.0000

R-squared	0.757909	Adjusted R-squared	0.710835
Akaike info criterion	0.003058		

Таблица 6

Оценка коэффициента при дефлированных приростах дебиторской просроченной задолженности в уравнении с исключенной бюджетной переменной

Variable	*Coefficient*	*Std. Error*	*T-Statistic*	*Prob.*
$(\Delta D/P)_{t-1}$	0.244182	0.122707	1.989953	0.0542

R-squared	0.659656	Adjusted R-squared	0.593478
Akaike info criterion	0.343701		

Как видно из таблиц, значимость обоих коэффициентов повысилась, однако коэффициент при дебиторской просроченной задолженности все же остается мало значим (на уровне 95%), но имеет предполагавшийся знак. Более того, при исключении из модели переменной дебиторской просроченной задолженности (табл. 5), статистические характеристики модели улучшаются (Adjusted R-squared увеличивается, а Akaike info criterion уменьшается). В то же время, при исключении из модели переменной исполнения расходов федерального бюджета (табл. 6), качество модели значительно ухудшается. Отсюда можно сделать вывод, что большую роль в формировании неплатежей играет исполнение бюджетных обязательств, чем дебиторская просроченная задолженность. Вероятно, это связано с тем, что предприятия, зависящие от бюджетных поступлений, имеют меньшую свободу в выборе партнеров (в том числе по платежеспособности), чем те, что ведут хозяйственную деятельность самостоятельно.

Стабильность коэффициентов и прогнозные свойства модели. В таблицах 7 и 8 приведены результаты тестов Чоу на “точки перелома” (Chow Breakpoint Test) и качество предсказания (Chow Forecast Test). Поскольку исследуемый интервал не слишком велик, мы разбили его

на два интервала при тестировании гипотезы об изменении коэффициентов. Тест о прогнозных свойствах (качество предсказания) выполнялся для двух подпериодов: 1996 – 1997 и 1997 год.

Как видно из таблиц, в уравнении неплатежей не отвергаются все гипотезы о стабильности коэффициентов. Однако, в уравнении процентной ставки гипотеза стабильности коэффициентов с января 1996 года отвергается на уровне 95%. Вероятно, в этот период произошел существенный структурный сдвиг (перелом) во влиянии объясняющих переменных. В связи с этим, мы переоценили коэффициенты уравнения процентной ставки для двух подпериодов: до и после января 1996 г. (см. табл. 9 и 10).

Таблица 7

Результаты тестов Чоу для уравнения неплатежей

Chow Breakpoint Test: 1996:01			
F-statistic	1.161630	Probability	0.358639
Chow Forecast Test: Forecast from 1996:01 to 1997:09			
F-statistic	0.769760	Probability	0.714039
Chow Forecast Test: Forecast from 1997:01 to 1997:09			
F-statistic	0.551260	Probability	0.823368

Таблица 8

Результаты тестов Чоу для уравнения процентной ставки

Chow Breakpoint Test: 1996:01			
F-statistic	2.472395	Probability	**0.033706**
Chow Forecast Test: Forecast from 1996:01 to 1997:09			
F-statistic	1.597692	Probability	0.193484
Chow Forecast Test: Forecast from 1997:01 to 1997:09			
F-statistic	0.956277	Probability	0.497078

Таблица 9

Результаты оценки коэффициентов модели уравнения процентной ставки на подпериоде с 02/1994 по 12/1995 (23 наблюдения)

Variable	*Coefficient*	*Std. Error*	*T-Statistic*	*Prob.*
$const$	-5.272305	1.901205	-2.773138	0.0142
$\dot{M}2_t$	-1.105810	0.577567	-1.914600	0.0748
$\dot{M}2_{t-3...6}$	3.074474	1.556029	1.975846	0.0669
r^f_{t-1}	-0.001342	0.001377	-0.974494	0.3453
S_t	4.141944	0.565133	7.329147	0.0000

$(\Delta C/P)_t$	-0.066985	0.019491	-3.436686	0.0037
$D_{jul.95}$	0.814026	0.153101	5.316907	0.0001
$D_{aug.95}$	0.353526	0.129490	2.730149	0.0155

R-squared	0.914696	Mean dependent var	1.038647
Adjusted R-squared	0.874888	S.D. dependent var	0.347745
S.E. of regression	0.123002	Akaike info criterion	-3.922907
Sum squared resid	0.226941	Schwartz criterion	-3.527953
F-statistic	23.17575	Durbin-Watson stat	2.260858
Prob(F-statistic)	0.000001		

Таблица 10

Результаты оценки коэффициентов модели в уравнении процентной ставки на подпериоде с 01/1996 по 09/1997 (наблюдений: 21)

Variable	*Coefficient*	*Std. Error*	*T-Statistic*	*Prob.*
$const$	-2.379189	3.361523	-0.707771	0.4916
$\dot{M}2_t$	-2.856738	1.374217	-2.078812	0.0580
$\dot{M}2_{t-3...6}$	4.062239	3.347156	1.213639	0.2465
r^f_{t-1}	-0.003517	0.000642	-5.475958	0.0001
S_t	1.937348	0.722594	2.681102	0.0189
$(\Delta C/P)_t$	0.035165	0.012510	2.811007	0.0169
$D_{jul.95}$	-0.546560	0.175207	-3.119513	0.0081
$D_{aug.95}$	0.825735	0.132124	6.249709	0.0000

R-squared	0.916823	Mean dependent var	0.936287
Adjusted R-squared	0.872035	S.D. dependent var	0.313221
S.E. of regression	0.112046	Akaike info criterion	-4.095360
Sum squared resid	0.163206	Schwartz criterion	-3.697447
F-statistic	20.20189	Durbin-Watson stat	2.466492
Prob(F-statistic)	0.000005		

Практически все коэффициенты сохраняют высокую значимость на обоих подпериодах, но как видно, их значения существенно меняются. Снижение значимости некоторых коэффициентов могло быть вызвано и сокращением числа наблюдений.

Примечательно появление значимого коэффициента при приростах кредиторской просроченной задолженности. Более того, направление зависимости различно: до 1996 года процентная ставка отрицательно зависела от приростов неплатежей, а в 1996-97 годах – положительно. Отрицательная зависимость в 1994-95гг. вероятно была вызвана высокой нормой доходности, сложившейся на рынке, государственных

краткосрочных облигаций, что является существенным стимулом к отсрочке выполнения обязательств с целью получения дополнительного дохода. Поэтому факты согласуются, по-видимому, с гипотезой о перетоке средств из реального сектора на рынок государственных краткосрочных облигаций. Отсюда и обострение проблемы ликвидности (а значит и неплатежей) в реальном секторе, и снижение нормы дохода на рынке ГКО. Повышение уровня неплатежей могло способствовать сокращению кредитов, выдаваемых реальному сектору, и размещению высвобождавшихся средств, в том числе и в ГКО (что способствовало снижению их доходности). С 1996 года наблюдается положительная зависимость процента от неплатежей. В 1996-1997 годах на рынок пришли нерезиденты и норма доходности устойчиво снижалась. Это понизило стимул к размещению средств (в том числе заемных) в государственных облигациях. Тогда неплатежи, т.е. проблемы с ликвидностью в реальном секторе, могут стимулировать продажу ликвидных активов должников. В результате может возникнуть тенденция к постепенному “возвращению” капитала в реальный сектор.

Существенно снизилось влияние аукционной премии на процент. Объяснение этому может быть в следующем: в последний период снизилась сама аукционная премия, что во многом определялось закупками облигаций нерезидентами по средней цене. В связи с этим спрос на бумаги был достаточно высок, а значит аукционная премия и ее влияние на рост процента низки.

Зависимость изменений процента от реальной наблюдаемой процентной ставки (в прошлом месяце), наоборот, возросла и стала значимой во втором подпериоде. Это свидетельствует как о снижении нормы риска и снижении инфляционных ожиданий (что говорит об уменьшении абсолютного значения коэффициента), так и о благоприятной тенденции усиления контроля за нормой реального дохода, т.е. лучшей предсказуемости инфляции (в соответствии с гипотезой о реальной норме дохода как характеристике ошибки прогноза адаптивных ожиданий).

Интересно отметить, что на более позднем интервале (1996-1997 гг.) существенно увеличилось влияние темпов роста номинальной денежной массы на процент в текущем периоде. В среднесрочном же периоде коэффициент незначим, что может свидетельствовать о снижении

инфляционного воздействия. Однако в том и в другом случае изменение коэффициентов может быть вызвано снижением инфляционных процессов и самих темпов роста номинальной денежной массы.

Правильнее было бы оценивать влияние изменений в реальном предложении денег. Вообще говоря, увеличение реальной массы денег может иметь место в результате расширения спроса на деньги. В этом случае рост денежной массы не приводит в конечном итоге к ускоренному росту цен. Если же инфляционные процессы инертны и денежное предложение превышает спрос на реальные кассовые остатки, то достижение равновесия может происходить через рост цен. Таким образом, подставляя в нашу систему вместо темпов роста номинальной денежной массы темпы роста реальной, мы имеем возможность оценить запаздывающее инфляционное воздействие номинальной денежной экспансии в случае несоответствия краткосрочного предложения денег спросу на реальные кассовые остатки.

$$\begin{cases} \left(\dfrac{\Delta C}{P}\right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \left(\Delta \dfrac{Y}{P}\right)_{t-3} + \alpha_2 \cdot r_{t-1}^f + \alpha_3 \cdot \left(\dfrac{B_F - B_P}{P}\right)_{t-1} + \alpha_4 \cdot \left(\dfrac{\Delta D}{P}\right)_{t-1} + \alpha_5 \cdot \dot{R}_t^{3m} + \varepsilon_1 \\ \dot{R}_t^{3m} = \beta_0 + \beta_1 \cdot r_{t-1}^f + \beta_2' \cdot \left(\dfrac{\dot{M}2}{P}\right)_t + \beta_3' \cdot \left(\dfrac{\dot{M}2}{P}\right)_{t-3\ldots6} + \beta_4 \cdot S_t + \beta_5 \cdot \left(\dfrac{\Delta C}{P}\right)_t + \varepsilon_2 \end{cases} \qquad (12)$$

В таблицах 11 и 12 приводятся оценки коэффициентов уравнения процентной ставки системы (12), найденных двухшаговым методом наименьших квадратов (система 12 получена заменой темпов роста номинальной денежной массы в системе 11 на темпы роста реальной). Получаем, что на обоих периодах темпы роста реальной денежной массы без лага не значимы, а с запаздыванием 3-6 месяцев значимость даже выше, чем при использовании номинальной суммы денег. Более того, коэффициент β_3' во втором периоде возрастает более чем в пять раз (с 1.7 до 9.5). Такой резкий скачек коэффициента говорит об усилении инфляционного давления на процентную ставку расширения денежной массы. Таким образом, можно сделать вывод, что номинальная экспансия постоянно превосходила спрос на деньги, который до 1995 года вовсе снижался. Это особенно ярко выражено в период начиная с 1996 года, когда рост спроса на деньги был положителен, но недоста-

точен, чтобы рост номинальной денежной массы не приводил к инфляции.

Таблица 11

Оценки коэффициентов уравнения процентной ставки системы (12) на интервале с 02/1994 по 12/1995 (23 наблюдения)

Variable	*Coefficient*	*Std. Error*	*T-Statistic*	*Prob.*
$const$	-3.769085	0.963335	-3.912538	0.0014
$(\dot{M}2/P)_t$	-0.678962	0.442954	-1.532806	0.1461
$(\dot{M}2/P)_{t-3\ldots6}$	1.667011	0.591126	2.820060	0.0129
r^f_{t-1}	-0.001396	0.001300	-1.073938	0.2998
S_t	3.752761	0.590484	6.355401	0.0000
$(\Delta C/P)_t$	-0.041300	0.017005	-2.428630	0.0282
$D_{jul.95}$	0.789789	0.132349	5.967457	0.0000
$D_{aug.95}$	0.395419	0.119944	3.296702	0.0049

R-squared	0.925162	Mean dependent var	1.038647
Adjusted R-squared	0.890238	S.D. dependent var	0.347745
S.E. of regression	0.115209	Akaike info criterion	-4.053804
Sum squared resid	0.199097	Schwartz criterion	-3.658850
F-statistic	26.45111	Durbin-Watson stat	2.175775
Prob(F-statistic)	0.000000		

Таблица 12

Оценки коэффициентов уравнения процентной ставки системы (12) на интервале с 01/1996 по 09/1997 (21 наблюдение)

Variable	*Coefficient*	*Std. Error*	*T-Statistic*	*Prob.*
$const$	-9.569050	3.444820	-2.777808	0.0157
$(\dot{M}2/P)_t$	-1.244240	1.315587	-0.945768	0.3615
$(\dot{M}2/P)_{t-3\ldots6}$	9.478783	2.897785	3.271045	0.0061
r^f_{t-1}	-0.003259	0.000497	-6.553220	0.0000
S_t	1.994967	0.387214	5.152101	0.0002
$(\Delta C/P)_t$	0.047755	0.018732	2.549385	0.0242
$D_{jan.96}$	-0.322406	0.177567	-1.815692	0.0925
$D_{may.96}$	0.850049	0.109081	7.792825	0.0000

R-squared	0.940288	Mean dependent var	0.936287
Adjusted R-squared	0.908136	S.D. dependent var	0.313221
S.E. of regression	0.094935	Akaike info criterion	-4.426801
Sum squared resid	0.117164	Schwartz criterion	-4.028888
F-statistic	28.84764	Durbin-Watson stat	2.639212
Prob(F-statistic)	0.000001		

Эластичности. Рассмотрим теперь чувствительность объясняемых переменных к изменению влияющих факторов, для чего рассчитаем эластичности. Для лучшей интерпретируемости эластичностей будем их рассчитывать в средних значениях (периода) для большинства рядов, кроме следующих:

- вместо среднего значения приростов реального продукта эластичность рассчитывалась для среднего значения самого продукта $(Y/P)_{t-3}$;
- вместо среднего значения реального процента r_{t-1}^{f} рассчитывались эластичности зависимых переменных по изменению реального процента на один процентный пункт (т.е. вместо изменения на 1% от среднего значения, которое будет равно 0.3, если среднее значение r_{t-1}^{f} равно 30% годовых, мы брали изменение r_{t-1}^{f} на 1, вне зависимости от среднего значения);
- расчет эластичностей темпов роста процента $\dot{R}_t^{3m}$ (и по темпам роста процента) рассчитывался для темпов, равных 1, тогда изменение темпов роста на 1% будет означать изменение процента на 1% относительно текущего.

Таблица 13

Эластичности прироста кредиторской просроченной задолженности по влияющим переменным

Период	1994-1995		1996-1997		1994-1997	
Переменная	Знач.	Эласт.	Знач.	Эласт.	Знач.	Эласт.
$(\Delta C/P)_t$	4.378*		4.094*		4.242*	
$(Y/P)_{t-3}$	39.094*	-1.325	35.112*	-1.273	37.194*	-1.301
r_{t-1}^{f}	-	0.358	-	0.383	-	0.369
$(B_F - B_P)/P\|_{t-1}$	-2.647*	0.109	-1.953*	0.086	-2.316*	0.099
$(\Delta D/P)_{t-1}$	3.215*	0.179	2.440*	0.146	2.845*	0.164
$\dot{R}_t^{3m}$	1	0.398	1	0.426	1	0.411

среднее значение периода.

В таблицах 13 и 14 представлены эластичности, рассчитанные для всего периода и двух подпериодов. В расчете эластичности процентной ставки по влияющим переменным использовались коэффициенты, по-

лученные для каждого периода отдельно. В уравнении неплатежей коэффициенты получились стабильными, поэтому их переоценка для подпериодов не проводилась.

Таблица 14

Эластичности темпов роста трехмесячной процентной ставки ГКО по влияющим переменным

Период	1994-1995		1996-1997		1994-1997	
Переменная	Знач.	Эласт.	Знач.	Эласт.	Знач.	Эласт.
$\dot{R}_t^{3m}$	1		1		1	
$\dot{M}2_t$	1.084*	-0.941	1.026*	-4.003	1.056*	-2.134
$\dot{M}2_{t-3...6}$	1.095*	3.204	1.034*	5.126	1.064*	2.455
r_{t-1}^f	-	-0.153	-	-0.531	-	-0.407
S_t	1.073*	4.699	1.056*	1.636	1.065*	2.786
$(\Delta C/P)_t$	4.378*	-0.181	4.094*	0.195	4.242*	-
$(\dot{M}2/P)_{t-3...6}$	1	1.667	1	9.479	1	1.925

* - среднее значение периода.

Денежная масса и неплатежи: анализ с использованием распределенных лагов. В соответствии с широко распространенным мнением, рост денежной массы должен способствовать расшивке неплатежей. При этом часто упускается из виду весьма важный вопрос: что понимается под увеличением денежной массы. Если имеются в виду реальная масса денег, то ее рост увеличивает ликвидность, стимулирует спрос, ускоряет производимые расчеты и в конечном счете может способствовать расшивке неплатежей. Если же как средство борьбы с неплатежами предлагается номинальная денежная экспансия, то устойчивое увеличение ее темпов роста непременно ведет к усилению инфляционных процессов. В этом случае, при повышении темпов роста цен, в более выгодной позиции оказывается должник, поскольку реальная стоимость его долгов снижается. Это только создает дополнительный стимул к задержке платежей. Более того, разворачивающиеся инфляционные процессы приводят к увеличению номинального процента и сокращению реальной денежной массы, т.е. обострению проблем с ликвидностью. Такая зависимость четко подтверждается результатами нашего анализа (см. выше). Тем не менее, чтобы подтвердить наши доводы еще раз, проведем альтернативный анализ с использованием полиномиальных распределенных лагов Ш. Алмон. Это позволит четче

выявить структуру влияния денежной экспансии на неплатежи и процентную ставку.

На рисунке 2 представлено распределение оценок коэффициентов при темпах роста номинальной денежной массы M_2 по лагам в парной регрессии дефлированных приростов неплатежей по темпам роста M_2. Вдоль вертикальной оси отложены значения коэффициентов, соответствующих каждому лагу. Значения коэффициентов, их стандартные ошибки и *t*-статистика приведены в таблице 15.

Рис. 2

Распределенные лаги темпов роста номинальной денежной массы для дефлированных приростов кредиторской просроченной задолженности

В нулевой момент (без лага) зависимость между неплатежами и темпами роста M_2 отрицательна. Это согласуется с гипотезой, согласно которой увеличение темпов роста номинальной суммы денег в первое время может увеличивать реальную денежную массу и, вследствие этого, несколько смягчать проблемы с ликвидностью. Однако заметим, что первый коэффициент обладает низкой статистической значимостью. В то же время, начиная с первого лага, зависимость приобретает положительный характер, что также согласуется с гипотезой об усилении инфляционных процессов и росте номинального процента. Проверим эту гипотезу, построив аналогичные дистрибутивные лаги для

темпов роста номинального процента. Аналогично неплатежам, дистрибутивные лаги для темпов роста номинального процента приведены в таблице 16 и на рис. 3.

Таблица 15

Распределенные лаги темпов роста номинальной денежной массы для дефлированных приростов кредиторской просроченной задолженности в парной регрессии (степень полинома 3, количество лагов 8)

Lag	*Coefficient*	*Std. Error*	*T-Statistic*
0	-0.00379	0.00345	-1.0997
1	0.00405	0.00211	1.9227
2	0.00667	0.00224	2.9762
3	0.00571	0.00187	3.0528
4	0.00283	0.00175	1.6177
5	-0.00034	0.00206	-0.1663
6	-0.00215	0.00196	-1.0949
7	-0.00095	0.00286	-0.3334

Рис.3

Распределенные лаги темпов роста номинальной денежной массы для темпов роста номинальной трехмесячной процентной ставки ГКО

Таблица 16

Распределенные лаги темпов роста номинальной денежной массы для темпов роста номинальной трехмесячной процентной ставки ГКО (степень полинома 3, количество лагов 8)

Lag	*Coefficient*	*Std. Error*	*T-Statistic*
0	-1.528	0.760	-2.011
1	0.255	0.450	0.566
2	1.005	0.469	2.143
3	1.031	0.400	2.581
4	0.642	0.397	1.618
5	0.144	0.469	0.307
6	-0.154	0.443	-0.348
7	0.055	0.670	0.083

Получаем схожие результаты. В соответствии с приведенной гипотезой, в начальный момент при увеличении темпов роста M_2 происходит снижение номинального процента (действие эффекта ликвидности). Затем (со второго и до четвертого лагов) происходит адаптация к усилившимся инфляционным процессам.

Выводы

По результатам проведенного исследования можно сделать следующие выводы:

1. Наибольшее (по эластичности) влияние на рост неплатежей из рассматриваемых факторов оказывают номинальная и реальная процентные ставки по государственным краткосрочным облигациям. Здесь действует прежде всего, по-видимому, эффект ликвидности, связанный с объемом реальной денежной массы. Инфляционный рост цен приводил к снижению спроса на деньги (на реальные кассовые остатки). Высокая эластичность номинального процента по денежной переменной свидетельствует о значительном неравновесии - превышении предложения денег в рассматриваемом периоде над спросом на деньги.

   Соображение о влиянии эффекта ликвидности согласуется с результатами анализа воздействия темпов роста номинальной денежной массы на номинальный процент и неплатежи (это воздействие оказывается сходным для обеих переменных). Таким образом, уменьшение спроса на реальные кассовые остатки действительно можно

считать важным фактором роста неплатежей. Но причиной такого перехода в иную фазовую плоскость - к меньшей "монетизации" была предшествовавшая чудовищная инфляция. Поэтому и попытки решения проблемы на путях сильного увеличения предложения денег в конечном счете могут только увеличить неплатежи. Более целесообразной представляется политика, направленная на подавление инфляции, снижение процента и стимулирование спроса на реальный кассовые остатки.

2. Значительное воздействие на рост неплатежей оказывает неисполнение расходов федерального бюджета. Увеличение неисполнения бюджетных обязательств на 1 руб. (в прошлом месяце) приводит к росту неплатежей в среднем на 0.18 рублей. Неисполнение обязательств дебиторами (в прошлом месяце) на 1 руб. приводит (в среднем) к росту неплатежей на 0.24 руб. Это порождает цепочку неисполнения обязательств.

3. Уменьшению приростов неплатежей способствует предшествующий рост деловой активности (рост ВВП). Данная зависимость вполне естественна: рост деловой активности означает для предприятия увеличение выпуска, дохода и возможности расплатиться со своими кредиторами.

4. Существенным фактором в формировании неплатежей является политическая и экономическая неопределенность. Ее влияние распространяется как на рост неплатежей непосредственно, так и на рост номинального (и реального) процента, что также опосредованно влияет на неплатежи. Нетрудно заметить, что рост политической неопределенности (в модели рассматриваются периоды болезни президента Б.Н. Ельцина и отставка правительства), привел к увеличению приростов "не объясняемых регрессией" неплатежей в среднем на 50% (ср. коэффициенты при соответствующих условных переменных и среднее значение приростов неплатежей).

5. Отметим также существенное снижение влияния аукционной премии на процент, что, вероятно, связано с ростом спроса на выпуски со стороны иностранных инвесторов и снижении таковой.