

Исследовательский Центр
Бизнес школы ИПМ

Аналитический доклад №6
Сентябрь 2001

Спрос на деньги и инфляция в Беларуси: результаты эконометрического анализа

Игорь Пелипась



**БИЗНЕС
ШКОЛА ИПМ**

Бизнес школа ИПМ
Исследовательский центр

Аналитический доклад №6
Сентябрь 2001

Спрос на деньги и инфляция в Беларуси: результаты эконометрического анализа

Игорь Пелипась

Резюме

В статье исследован спрос на номинальные и реальные денежные остатки (M2) в Беларуси на основе квартальных данных за 1992-1999 гг. С помощью коинтеграционного анализа и динамической модели корректировки равновесия получены хорошо специфицированные и стабильные функции спроса на M2 для долгосрочного и краткосрочного периодов, что является несколько неожиданным результатом для нестабильной переходной экономики с существенным государственным регулированием. На основе долгосрочных функций спроса на номинальные и реальные денежные остатки определены неравновесные состояния на денежном рынке (денежные навесы), и выявлена их связь с уровнем инфляции. Механизм корректировки неравновесия на денежном рынке и скорость возвращения системы на равновесную траекторию исследованы в рамках динамических моделей спроса на номинальные и реальные денежные остатки. При помощи моделей инфляции, включающих механизм корректировки равновесия на денежном рынке, проверена гипотеза о монетарной природе инфляции в Беларуси.

Ключевые слова: спрос на деньги, инфляция, денежное неравновесие, единичный корень, стационарность, коинтеграция, модель корректировки равновесия, Беларусь

Номера классификации JEL: C32, E31, E41, O52

Информация об авторе

И. Пелипась, к.э.н. E-mail igor@ipm.by

Директор Исследовательского центра Бизнес школы ИПМ

© 2001, Бизнес школа ИПМ

Автор приветствует любые комментарии и замечания к настоящему тексту. Точка зрения, представленная в аналитическом докладе, является точкой зрения автора и не обязательно разделяется Бизнес школой ИПМ

1. Введение

Наличие стабильной функции спроса на деньги является важной предпосылкой проведения эффективной монетарной политики. Поэтому не удивительно, что проблемам спроса на деньги посвящено большое количество теоретических и эмпирических исследований.¹ Многие эмпирические работы свидетельствуют о наличии стабильной функции спроса на деньги как в большинстве стран с развитой экономикой, так и в ряде развивающихся стран. В основе этих исследований лежат современные методы эконометрического анализа, позволяющие анализировать долгосрочные и краткосрочные аспекты экономической динамики. Широкое использование коинтеграционного анализа и динамических моделей с механизмом корректировки равновесия – отличительная особенность современных исследований спроса на деньги.²

Применение современных методов эконометрического анализа при исследовании спроса на деньги в странах с переходной экономикой до недавнего времени было практически невозможным из-за отсутствия необходимых статистических данных и/или недостаточной длины временных рядов. Однако в последние годы появились работы, где при исследовании спроса на деньги и инфляции используются современные эконометрические методы, включая коинтеграционный анализ.³ Очевидно, что по мере расширения статистической базы, необходимой для анализа, количество таких исследований будет возрастать. Данным исследованием мы хотели бы дополнить пока еще весьма ограниченный список работ, анализирующих спрос на деньги и факторы инфляции в странах с переходной экономикой при помощи современных эконометрических методов.⁴

Актуальность исследований спроса на деньги в Беларуси обуславливается, на наш взгляд, следующими обстоятельствами. Хотя в стране существуют элементы рыночной экономики, возникшие в первой половине 90-х годов, последующая экономическая политика сделала Беларусь одним из аутсайдеров среди стран с переходной экономикой. Гипертрофированное вмешательство государства в экономическую деятельность существенно блокирует действие рыночных

¹ См. работу Sriram (1999a), в которой представлен подробный обзор литературы, посвященной теоретическим и эмпирическим аспектам исследований спроса на деньги.

² Отметим лишь некоторые публикации по данной проблематике: специальный выпуск журнала *Empirical Economics* (1998) посвященный эмпирическому анализу спроса на деньги в странах Европейского союза, а также последние исследования Международного валютного фонда, в частности, Jonsson (1999), Sriram (1999b), Egoime-Bossogo (2000), Adedeji and Lui (2000), Nachega (2001).

³ См., например, Choudhry (1998), Korhonen (1998), Kalra (1998), Babic (2000), Bahmani and Barry (2000), Rother (2000), Yang (2001).

⁴ Следует отметить, что в Беларуси подобного рода исследования практически отсутствуют. В качестве немногочисленных примеров можно назвать эконометрическое исследование влияния роста денежной массы на динамику цен (Пелипась (2000)) и использование модели частичной корректировки при анализе спроса на деньги (Ярцева (2000)).

механизмов и препятствует развитию частного сектора. До сих пор не решена проблема макроэкономической стабилизации, а высокая инфляция по прошествии десяти лет с момента начала трансформации на постсоветском пространстве все еще остается одной из основных проблем белорусской экономики. В этих условиях анализ функции спроса на деньги позволяет, с одной стороны, выяснить, как формируется спрос на денежные остатки в экономике, где процесс трансформации фактически блокируется экономической политикой государства, как проводимая денежная политика влияет на динамику инфляции. С другой стороны, такой анализ дает полезную эмпирическую информацию, необходимую для макроэкономической стабилизации, которую в Беларуси еще предстоит осуществить, и проведения последующей антиинфляционной политики.

Основная цель статьи – получить ответы на следующие вопросы: 1) существовала ли в Беларуси за исследуемый период времени функция спроса на деньги и каковы ее детерминанты? 2) была ли она стабильной в кратко и долгосрочном периодах? 3) каков механизм восстановления денежного равновесия? 4) имеет ли эмпирическое подтверждение на белорусских данных гипотеза о монетарной природе инфляции?

Оригинальность исследования состоит в том, что спрос на деньги в Беларуси впервые исследуется при помощи коинтеграционного анализа и модели корректировки равновесия. Полученные результаты мы рассматриваем, конечно же, как предварительные, требующие уточнения по мере удлинения временных рядов, и надеемся, что данная статья послужит стимулом для дальнейших исследований спроса на деньги в Беларуси.

Статья имеет следующую структуру. Во втором разделе обсуждается теоретическая модель спроса на деньги, кратко излагаются методологические подходы дальнейшего анализа, и формулируются основные аналитические вопросы. В третьем разделе рассматриваются используемые данные и определяется порядок их интегрированности, посредством коинтеграционного анализа исследуется спрос на номинальные и реальные денежные остатки в долгосрочном периоде, при помощи динамической модели с механизмом корректировки равновесия анализируется спрос на деньги в краткосрочном периоде и механизм восстановления денежного равновесия. Четвертый раздел посвящен анализу влияния роста денежной массы и неравновесия на денежном рынке на инфляцию и, наконец, в заключении подводятся основные итоги исследования.

2. Теоретическая модель и методология эмпирического анализа

2.1. Функция спроса на деньги

В литературе обычно отмечается, что спрос на деньги обуславливается двумя основными причинам: во-первых, денежные остатки необходимы в качестве запасов для сглаживания различий между потоками доходов и расходов; во-вторых, они могут выступать в качестве одного из активов в рамках портфельного подхода (см. Ericsson (1998)). Сказанное приводит к следующей спецификации функции спроса на деньги в долгосрочном периоде:

$$M^d = f(P, I, \mathbf{R}), \quad (1)$$

где M^d – спрос на номинальные денежные остатки, P – уровень цен, I – переменная масштаба (реальный доход), \mathbf{R} – вектор показателей доходности от различных активов, альтернативных денежным остаткам.

Функция $f(\cdot, \cdot, \cdot)$ является возрастающей по P и I , убывающей по тем элементам вектора \mathbf{R} , которые относятся к активам, не входящим в рассматриваемый денежный агрегат M , и возрастающей по тем элементам \mathbf{R} , которые отражают доходность активов, входящих в соответствующий денежный агрегат M .

Как правило, под спросом на деньги подразумевается спрос на реальные денежные остатки. Тогда функция (1) приобретает вид

$$M^d/P = f(I, \mathbf{R}). \quad (2)$$

Однако переход от функции спроса на номинальные денежные остатки к функции спроса на реальные денежные остатки предполагает ценовую гомогенность (ценовая гомогенность означает, что при увеличении номинальной денежной массы на 1% уровень цен также возрастает на 1%). Это предположение требует эмпирической проверки. Тем не менее, во многих работах тестирование на ценовую гомогенность не проводится, и спрос на деньги сразу исследуется в рамках функции спроса на реальные денежные остатки. Такой подход, на наш взгляд, является не вполне корректным. Поэтому в данном исследовании мы начнем анализ с зависимости (1), и только после подтверждения гипотезы о ценовой гомогенности (т.е. отсутствия денежной иллюзии) сможем перейти к (2). Кроме того, в рамках функции спроса на номинальные денежные остатки⁵ открывается возможность для анализа связи между ростом номинальной денежной массы и динамикой цен, а также механизма восстановления денежного равновесия.

В зависимости от целей анализа в прикладных исследованиях⁶ в качестве M^d могут использоваться различные денежные агрегаты. Для характеристики реального дохода I обычно используется величина реального валового внутреннего продукта, однако в ряде случаев в зависимости от наличия необходимых данных или цели исследования могут применяться и другие показатели, например, величина реального промышленного производства. Доходность от различных активов, альтернативных денежным остаткам (элементы вектора \mathbf{R}), может быть представлена различными процентными ставками, показателями, характеризующими ожидаемое изменение валютного курса, и ожидаемым темпом инфляции. Все эти показатели будут отражать вмененные издержки хранения денег.

Очевидно, что в белорусской экономике спецификации функции спроса на деньги будут отличаться от тех, что обычно применяются в странах с развитыми рыночными институтами. Это обусловливается рядом причин: высокая степень государственного вмешательства в экономику, неразвитость финансовых рынков, отсутствие надежной статистики по ряду показателей, формирование процентных ставок не на основе действия рыночных механизмов и отрицатель-

⁵ В качестве одного из примеров анализа спроса на номинальные денежные остатки можно привести работу Hendry (1995).

⁶ Более подробно о детерминантах спроса на деньги см. в Ericsson (1998); об использовании обменного курса при анализе спроса на деньги см. в Bahmani-Oskooee and Barry (2000).

ность их значений в условиях высокой инфляции. Исходя из сказанного и доступности статистических данных, при анализе спроса на деньги в Беларуси мы будем использовать денежный агрегат M2, индекс потребительских цен (P), объем промышленного производства в сопоставимых ценах (RIP), обменный курс (количество белорусских рублей за доллар США) (ER) и уровень инфляции ($P_t/P_{t-1}-1$).

В эмпирических исследованиях зависимости вида (1) и (2) обычно представляются в логарифмически-линейной форме. Тогда функции спроса на номинальные и реальные денежные остатки с учетом указанных выше показателей могут быть выражены следующим образом:

$$m2^d = \phi_0 + \phi_1 p + \phi_2 rip + \phi_3 er, \quad (3)$$

$$m2^d - p = \gamma_0 + \gamma_1 rip + \gamma_2 er + \gamma_3 \Delta p, \quad (4)$$

где $\phi_0, \phi_1, \phi_2, \phi_3, \gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ – коэффициенты, $m2^d = \ln M2$, $p = \ln P$, $rip = \ln RIP$, $er = \ln ER$, $m2^d - p = \ln(M2/P)$, $\Delta p = \ln P_t - \ln P_{t-1}$, \ln – натуральный логарифм.

В отличие от традиционных спецификаций функций спроса на деньги в приведенных отсутствуют процентные ставки. Возможно, в нашем случае определенную роль в формировании спроса на деньги играет ставка рефинансирования. Однако, как показал последующий анализ, она не является статистически значимой величиной, хотя и имеет соответствующий теоретическим ожиданиям знак (-). Это объясняется тем, что за исследуемый период ставка рефинансирования (соответственно и другие процентные ставки) в реальном исчислении была преимущественно отрицательной и вряд ли могла существенно влиять на спрос на деньги. В условиях высокой инфляции и отсутствия надежных финансовых инструментов, позволяющих сохранить реальную стоимость портфеля активов, экономические агенты в значительной степени ориентируются на твердую валюту. Поскольку уровень долларизации белорусской экономики оценивается как весьма высокий,⁷ использование показателя обменного курса в функции спроса на деньги представляется вполне оправданным. Он характеризует процесс валютного замещения и в определенной степени является альтернативой показателям, отражающим номинальные процентные ставки.

Как известно, в логарифмически-линейной функции коэффициенты при переменных являются коэффициентами эластичности. Согласно теоретическим соображениям, в (3) $\phi_1 > 0$, $\phi_2 > 0$, $\phi_3 < 0$, т.е. спрос на номинальные денежные остатки по мере роста цен и реального дохода возрастает, а при повышении обменного курса – снижается. Если $\phi_1 = 1$, то соблюдается условие ценовой гомогенности и переход от функции спроса на номинальные денежные остатки (3) к функции спроса на реальные денежные остатки (4) будет вполне корректным. Предполагается, что в (4) $\gamma_1 > 0$, а $\gamma_2 < 0$, $\gamma_3 < 0$, т.е. с ростом реального дохода спрос на реальные денежные остатки возрастает, а с повышением обменного курса и уровня инфляции – снижается. Согласно количественной теории $\gamma_1 = 1$, в то время как в модели Баумоля-Тобина $\gamma_1 = 0,5$. Од-

⁷ Об уровне долларизации белорусской экономики и ситуации с реальными рублевыми процентными ставками см. в International Monetary Fund (2000).

нако, как показывают многие эмпирические исследования, эластичность спроса на реальные денежные остатки по доходу зачастую оказывается больше единицы (см. Golinelli and Pastorello (2001)).

Что касается включения уровня инфляции в функцию спроса на реальные денежные остатки, в литературе по этому поводу нет единого мнения (см., например, Coenen and Vega (1999)). Строго говоря, использование функции спроса на реальные денежные остатки предполагает ценовую гомогенность и отсутствие денежной иллюзии, но в этом случае инфляция не должна оказывать влияния на спрос на деньги. Однако сказанное справедливо лишь в случае, когда имеет место как долгосрочная, так и краткосрочная ценовая гомогенность. Если ценовая гомогенность существует только в долгосрочном периоде, то включение уровня инфляции в уравнение спроса на реальные денежные остатки позволяет учесть ее возможное отсутствие в краткосрочном периоде. Решение вопроса о включении инфляции в функцию спроса на деньги также зависит от динамических характеристик используемых данных (стационарная переменная или нет). Здесь же следует подчеркнуть, что данная проблема является эмпирической и должна решаться в процессе эконометрического моделирования на основе соответствующих тестов.

2.2. Методологические основы эмпирического анализа

В основе нашего дальнейшего исследования лежит метод коинтеграционного анализа, разработанный Йохансеном (Johansen (1988, 1991, 1994), Johansen and Juselius (1990)). Один из наиболее поздних обзоров этой методологии представлен в Johansen (2000), подробный обзор коинтеграционного анализа, ориентированный на прикладные исследования, дан в Hendry and Juselius (2001). В настоящее время метод Йохансена широко используется в прикладных исследованиях спроса на деньги, поскольку, являясь по своей сути многомерным, он позволяет анализировать долгосрочные зависимости в рамках системы, отражающей взаимосвязи между переменными. Учитывая, что данной проблематике посвящено большое количество публикаций, кратко обозначим лишь суть данной методологии и те аспекты коинтеграционного анализа, которые имеют отношение к нашему исследованию.

В основе коинтеграционного теста Йохансена лежит векторная авторегрессия (VAR) вида

$$x_t = \sum_{i=1}^n A_i x_{t-i} + \mu_0 + \mu_1 t + \psi z_t + \theta D_t + \varepsilon_t, \quad (5)$$

где x_t – n -размерный вектор эндогенных переменных; A_i – матрица коэффициентов размерности $(n \times n)$; z_t – вектор экзогенных (немоделируемых) переменных; μ_0, μ_1 – векторы коэффициентов размерности $n \times 1$, относящихся к константе и тренду соответственно; D_t – детерминистические компоненты модели, отличные от константы и тренда (различные фиктивные переменные, включая сезонные); ψ, θ – матрицы коэффициентов, соответствующие векторам z_t и D_t ; ε_t – вектор серийно некоррелированных стохастических ошибок размерности $n \times 1$, имеющих многомерное нормальное распределение с нуле-

вой средней и ковариационной матрицей Ω .

Модель (5) может быть репараметризована следующим образом:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{j=1}^{n-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + \mu_0 + \mu_1 t + \psi z_t + \theta D_t + \varepsilon_t, \quad (6)$$

где Δ – оператор разности, т.е. $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$; Π – матрица долгосрочных параметров размерности $n \times n$; Γ_j – матрица краткосрочных параметров размерности $n \times n$.

Ранг матрицы Π равен количеству коинтеграционных векторов, характеризующих долгосрочные зависимости между переменными. Если ранг матрицы долгосрочных параметров $0 < r < n$, то, как показано в Engle and Granger (1987), между нестационарными переменными существуют линейные комбинации, которые являются стационарными. Иными словами, в данном случае эндогенные переменные в (5) будут коинтегрированы. В свою очередь $\Pi = \alpha\beta'$, где α и β – матрица размерности $n \times r$. Матрица β является коинтеграционной матрицей, ее строки представляют собой отдельные коинтеграционные векторы, отражающие долгосрочные связи между переменными системы. Матрица α содержит коэффициенты обратной связи, характеризующие скорость приспособления системы к долгосрочному равновесию при отклонении от равновесной траектории. Модель (6) представляет собой векторную авторегрессию с механизмом корректировки равновесия. Она позволяет одновременно моделировать и анализировать краткосрочные и долгосрочные связи между переменными.

Ранга матрицы Π в (11) определяется при помощи метода максимального правдоподобия с полной информацией. Проверка нулевой гипотезы об отсутствии коинтеграции между переменными осуществляется при помощи двух тестов – статистики максимального собственного значения (λ_{max}) и статистики следа (λ_{trace}): 1) $\lambda_{max} = -T \ln(1 - \mu_{r+1})$, где T – величина выборки; μ_{r+1} – наибольший расчетный характеристический корень квадратной матрицы. При этом нулевая гипотеза $H_0 : r$ – существует r коинтеграционных векторов, альтернативная гипотеза $H_1 : r + 1$. Если величина теста оказывается статистически значимой, нулевая гипотеза отвергается; 2) $\lambda_{trace} = -T \sum_{j=r+1}^n \ln(1 - \mu_j)$, где μ_j – наименьший расчетный характеристический корень квадратной матрицы. При этом нулевая гипотеза $H_0 : r$ – существует максимум r коинтеграционных векторов, альтернативная гипотеза – $H_1 : \geq r + 1$. Как и в предыдущем случае, если величина теста оказывается статистически значимой, нулевая гипотеза отвергается.

Результаты коинтеграционного анализа существенным образом зависят от наличия в модели детерминистических компонентов, в частности, константы и тренда. Обычно выделяют пять случаев спецификации (6) в зависимости от способов включения в модель константы и тренда (см., например, Hendry and Juselius (2001)). Однако нас будут интересовать только три из них, а именно: 1) константа включена в коинтеграционное пространство; 2) константа включена в VAR, но коинтеграционные вектора не содержат детерминистических компонентов; 3) константа включена в VAR, а тренд – в коинтеграционное пространство.

Для правильной спецификации исходной модели необходимо последовательное тестирование. Так, нулевая гипотеза, соответствующая пункту 3, предполагает, что коэффициенты при тренде в коинтеграционных векторах равны нулю. Если гипотеза отвергается, то есть все основания включать тренд в коинтеграционное пространство. Если же нулевая гипотеза не может быть отвергнута, то переходим к проверке спецификаций, указанных в пунктах 2 и 1. При этом используется следующий тест (см. Johansen (1994)):

$$LR = Trace_{rest}(r) - Trace_{unrest}(r), \quad (7)$$

LR – тест отношения максимального правдоподобия, имеющий распределение хи-квадрат с $(n-r)$ степенями свободы; n – число переменных в модели; r – число коинтеграционных векторов; $Trace_{rest}(r), Trace_{unrest}(r)$ – значения статистики следа в спецификациях, указанных в пунктах 1 и 2 соответственно.

Если полученные при помощи (13) значения LR-теста меньше соответствующих критических, то нулевая гипотеза о необходимости включения константы в коинтеграционное пространство не может быть отвергнута, следовательно, применяется спецификация, указанная в пункте 1.

Для получения содержательных результатов в процессе применения коинтеграционного анализа необходимо, чтобы, с одной стороны, исходная модель (5) имела удовлетворительные статистические характеристики, т.е. отсутствовала ошибка спецификации, с другой стороны, параметры модели должны быть постоянными на всем изучаемом отрезке времени, т.е. предполагается структурная стабильность модели.

Если указанные выше условия соблюдаются, то в рамках коинтеграционного анализа и векторной авторегрессии с механизмом корректировки равновесия могут быть решены следующие аналитические задачи:

- определение количества долгосрочных связей между переменными (тест на количество коинтеграционных векторов в системе);
- выявление переменных, входящих в коинтеграционные векторы (тест на значимость отдельных переменных в коинтеграционных векторах);
- проверка гипотез о соответствии установленных долгосрочных связей ожиданиям экономической теории (структурные гипотезы);
- выявление механизма корректировки равновесия и скорости приспособления при отклонении системы от равновесной траектории (тест на слабую экзогенность долгосрочных параметров)
- оценка стабильности установленных долгосрочных связей (рекурсивные тесты на стабильность параметров и ограничений в долгосрочных зависимостях).
- моделирование краткосрочной и долгосрочной динамики в рамках одной модели (динамическая модель с механизмом корректировки равновесия).

2.3. Основные аналитические вопросы

В ходе исследования мы попытаемся дать ответы на следующие вопросы применительно к белорусской экономике:

- каков порядок интегрированности изучаемых переменных (заметим, что от ответа на данный вопрос зависит выбор эконометрической методологии и

возможность использования коинтеграционного анализа для определения долгосрочных связей между исследуемыми переменными)?

- существовала ли в изучаемом периоде долгосрочная функция на номинальные (реальные) денежные остатки, согласующаяся с положениями экономической теории?

- если да, то являлась ли она стабильной на всем изучаемом отрезке времени?

- выполнялось ли условие ценовой гомогенности в рамках долгосрочной функции спроса на номинальные денежные остатки (иными словами, отсутствовала ли денежная иллюзия), позволяющее перейти к функции спроса на реальные денежные остатки?

- какие переменные включены в механизм восстановления денежного равновесия, какова скорость корректировки при отклонении системы от своей равновесной траектории?

- какие переменные в системе являются эндогенными, а какие экзогенными по отношению к долгосрочным параметрам?

- существовала ли стабильная динамическая модель спроса на денежные остатки на всем изучаемом отрезке времени, какие факторы определяли спрос на деньги в краткосрочном периоде, каков механизм корректировки равновесия?

- какова связь между неравновесием на денежном рынке и инфляцией?

- какие факторы оказывали основное влияние на инфляцию в краткосрочном и долгосрочном периоде, подтверждается ли гипотеза о монетарной природе инфляции в Беларуси?

Все отмеченные аналитические вопросы могут быть представлены в виде проверяемых гипотез. Соответствующее тестирование этих гипотез будет осуществлено в рамках изложенной выше методологии.

3. Спрос на деньги в долго- и краткосрочном периодах

3.1. Используемые данные

Для анализа спроса на деньги и инфляции в данном исследовании использовались следующие показатели: индекс потребительских цен (P); индекс цен производителей промышленной продукции (PI); денежный агрегат M2 (M2 = наличные деньги в обращении + депозиты до востребования + срочные депозиты); денежный агрегат M2 в реальном исчислении (M2/P); объем промышленного производства в текущих ценах (NIP); объем промышленного производства в сопоставимых ценах (RIP = NIP/PI); номинальный рыночный обменный курс (ER), белорусских рублей за доллар США.⁸

Во всех случаях применялись исходные данные без корректировки на сезонность. При необходимости учет сезонного фактора обеспечивался путем включения сезонных фиктивных переменных в соответствующие регрессии. В аналитических целях исходные временные ряды были трансформированы в ло-

⁸ Все временные ряды, использованные в данном исследовании, взяты из базы данных Исследовательского центра Института приватизации и менеджмента (ИЦ ИПМ), <http://www.ipm.by/ie/baza.html#1>.

гарифмические. При этом $p = \ln P$, $m2 = \ln M2$, $er = \ln ER$, $m2-p = \ln M2 - \ln P$, $rip = \ln NIP - \ln PI$, а первые логарифмические разности (Dp , $Dm2$, Der , $D(m2-p)$, $Drip$) являются аппроксимациями темпов прироста соответствующих переменных.

Анализ проводился за восьмилетний период (1992-1999 гг.), использовались как месячные (96 месяцев), так и квартальные (32 квартала) данные. Поскольку одной из основных задач исследования является изучение долгосрочных зависимостей на основе коинтеграционного анализа, возникает вопрос о корректности использования столь короткого отрезка времени. Здесь можно привести несколько аргументов.

Во-первых, проблема недостаточной длины временных рядов свойственна всем странам с переходной экономикой. Это, конечно же, в определенной степени сдерживает применение современных эконометрических методов. Однако уже имеется достаточное количество исследований, где такие методы были использованы для анализа переходных экономик.⁹ Вот лишь некоторые примеры применения коинтеграционного анализа, относящиеся к тематике нашего исследования: в Choudhry (1998) исследуется трехлетний период гиперинфляции в России (33 месяца); в Korhonen (1998) связь между ценам, денежной массой, промышленным производством и ставкой рефинансирования анализируется на основе российских данных за шесть лет (72 месяца); в Kalra (1998) инфляция и спрос на деньги в Албании исследуется за пятилетний период (56 месяцев); в Bahmani and Barry (2000) проблемы стабильности спроса на деньги в российской экономике рассматриваются на основе семилетних данных (78 месяцев); в Babic (2000) транзакционный спрос на деньги в Хорватии анализируется за четыре с половиной года (54 месяца); в Rother (2000) для анализа инфляции в Албании используются данные за семь лет (85 месяцев); в Yang (2001) исследуется спрос на деньги в России за четырехлетний период относительной финансовой стабилизации вплоть до августовского кризиса 1998 г. (50 месяцев).

Во-вторых, как показано в Campos and Ericsson (2000), временные ряды, содержащие небольшое количество наблюдений, могут быть весьма информативными. Если на относительно коротком временном интервале наблюдаются существенные изменения изучаемых переменных, то эти переменные обладают высоким информационным содержанием.¹⁰ Именно такая ситуация характерна для развивающихся стран и стран с переходными экономиками: имеющиеся в наличии временные ряды содержат небольшое количество наблюдений, но информационное содержание каждого наблюдения относительно высоко. Данное обстоятельство говорит в пользу возможности эффективного использования современных эконометрических методов даже применительно к коротким временным рядам.

В-третьих, в переходных экономиках сама «протяженность» долгосрочного периода может отличаться от тех величин, что наблюдаются в странах с устойчивыми рыночными отношениями. На наш взгляд, под долгосрочным перио-

⁹ В исследованиях спроса на деньги и инфляции в развивающихся странах (иногда и в развитых) также используются короткие временные ряды. Так, например, в Nachega (2001) анализ проводится на основе 34 годовых наблюдений, в Arize et.al.(1999) — 32-35, в Petursson (2000) — 32, а в Liu and Adedeji (2000) — 40 квартальных наблюдений.

¹⁰ В частности, в Campos and Ericsson (2000) отмечается, что 16 годовых наблюдений для Венесуэлы в силу существенных колебаний соответствующих переменных по своему информационному содержанию превосходят аналогичные квартальные данные для США за четыре десятилетия.

дом в эконометрическом анализе следует понимать время, которое требуется экономической системе для возвращения на равновесную траекторию после воздействия определенного шока. Как показал последующий анализ, процесс корректировки денежного неравновесия составляет примерно 6-8 месяцев (2-3 квартала). Как видим, длина используемых временных рядов (96 месяцев или 32 квартала) многократно превышает период, необходимый для восстановления равновесия, что является еще одним аргументом в пользу применения концепции коинтеграции для относительно коротких временных рядов.

Как уже отмечалось, в нашем исследовании использовались месячные и квартальные данные.¹¹ Первоначально на основе месячных временных рядов анализировались динамические характеристики данных. Затем эти данные использовались в предварительном анализе долгосрочных зависимостей.¹² При получении положительных результатов в дальнейшем мы переходили к использованию квартальных данных, предполагая, что они в целом сохраняют динамические характеристики месячных временных рядов. Такой подход мотивирован стремлением исследовать стабильность изучаемых связей при минимальном использовании фиктивных переменных. Очевидно, что месячные данные, характеризующиеся существенными колебаниями и наличием структурных сдвигов в динамике, могут потребовать применения значительно большего количества фиктивных переменных.

Понятно, что использование квартальных данных существенно сокращает число наблюдений во временных рядах. Однако, как показывают исследования, длина анализируемого периода является более важным моментом для коинтеграционного анализа, чем частота наблюдений (см. Otero and Smith (2000)). Это означает, что при исследовании долгосрочных связей 30 квартальных наблюдений содержат значительно больше информации, чем, скажем, 60 месячных данных.

3.2. Анализ интегрированности данных

Если нестационарная переменная становится стационарной после применения метода первых разностей (подразумевается, что переменная представлена в логарифмическом виде), то она является интегрированной с порядком интегрированности, равным 1, или $I(1)$. Иными словами, изучаемый временной ряд содержит единичный корень. Соответственно его первые (логарифмические) разности будут иметь нулевой порядок интегрированности – $I(0)$, т.е. переменная будет стационарной.

Определение порядка интегрированности переменных имеет исключительно важное значение для всего последующего исследования, поскольку коинтеграционный анализ предполагает поиск долгосрочных связей среди нестационарных переменных с одинаковым порядком интегрированности, как правило, $I(1)$. Кроме того, установление порядка интегрированности переменных позволяет правильно осуществить трансформации временных рядов, обеспечиваю-

¹¹ Месячные данные были конвертированы в квартальные методом усреднения при помощи EViews 4.0. Аналогичный подход к трансформации месячных данных в квартальные был применен, например, в Golinelli and Pastorello (2001).

¹² В целях экономии места эти результаты не приводятся, но при необходимости могут быть представлены автором.

щие их стационарность. Это открывает возможности для корректного применения соответствующих эконометрических методов и избежания так называемой ложной регрессии.

Исследуемые временные ряды¹³ имеют достаточно сложную динамику. Отдельные ряды имеют ярко выраженные структурные сдвиги, которые могут камуфлировать порядок их интегрированности. Поэтому для получения более надежных результатов мы использовали различные тесты на единичный корень и стационарность: стандартный расширенный тест Дики-Фуллера (Fuller (1976), Dickey and Fuller (1981)) на единичный корень (ADF-тест); модифицированные ADF-тесты Перрона (Perron (1997)), учитывающие влияние структурных сдвигов в динамике переменных; непараметрический тест Филлипса-Перрона (Phillips and Perron (1988)) на единичный корень с корректировкой на автокорреляцию остатков (PP-тест); KPSS-тест на стационарность (Kwiatkowski et al. (1992)).

Использование альтернативных тестов позволяет получить более надежные выводы относительно динамических характеристик изучаемых переменных. Все тесты проводились на основе месячных данных за период с января 1992 г. по декабрь 1999 г. Полученные результаты представлены в табл.1.¹⁴

Согласно стандартному ADF-тесту, практически все уровни изучаемых переменных являются нестационарными. Определенные сомнения вызывает результат, полученный для grp , где гипотеза о наличии единичного корня отвергается на 5% уровне значимости. Однако в динамике grp имеет место структурный сдвиг. В результате использования модифицированного ADF-теста с учетом структурного сдвига¹⁵ было установлено, что гипотеза о наличии единичного корня в grp не может быть отвергнута. Тесты на стационарность дают следующие результаты: гипотеза о стационарности grp не отвергается для KPSS1, а для KPSS2 – отвергается на 5% уровне. Таким образом, можно сделать вывод, что все уровни переменных, включая grp , являются нестационарными, содержащими единичный корень.

Переход к первым разностям дает неоднозначные результаты. Так, для $D(m2-p)$ и $Drip$ картина достаточно ясная – ADF-тест и KPSS-тесты свидетельствуют о том, что первые разности обеспечивают стационарность переменных. Следовательно, $m2-p$ и $Drip$ являются интегрированными переменными с порядком $I(1)$. В то же время стандартный ADF-тест не отвергает гипотезу о наличии единичного корня в Dp и $Dm2$. Однако структурный сдвиг в динамике этих переменных делает применение стандартного теста проблематичным. Очевидно, что в данном случае необходим ADF-тест, учитывающий структурный сдвиг,¹⁶ который показывает, что гипотеза о единичном корне для Dp и $Dm2$ отвергается на 1% уровне значимости. KPSS-тесты не отвергают гипотезу о стационарности Dp и $Dm2$. Таким образом, можно сделать вывод, что переменные p и $m2$ являются интегрированными с порядком интегрированности $I(1)$.

Что касается Der , то стандартный ADF-тест указывает на наличие единичного корня, а KPSS-тесты, напротив, не отвергают гипотезу о стационарности. Таким образом, альтернативные тесты приводят к противоположным результатам.

¹³ Графики временных рядов в целях экономии места не приводятся.

¹⁴ Расчеты в статье были выполнены, если не указано иное, при помощи эконометрических программ PcGive 9.30 (Hendry and Doornik (1999)) и PcFiml 9.30 (Doornik and Hendry (1997)).

¹⁵ Была использована третья модель в Perron (1997).

¹⁶ Была использована первая модель в Perron (1997).

Однако в данном случае следует обратить внимание на одно обстоятельство: стандартный ADF-тест отвергает гипотезу о единичном корне в Der в спецификациях с длиной лага от 0 до 3, но такие спецификации не позволяют устранить автокорреляцию остатков (она устраняется при длине лага, равной 4, но в этом случае гипотеза о единичном корне не может быть отвергнута). Принимая во внимание данное обстоятельство и результаты KPSS-тестов, мы провели дополнительное тестирование при помощи PP-теста, устойчивого к автокорреляции остатков. Как показывают результаты, при длине лага, равной 4, гипотеза о наличии единичного корня в Der отвергается на 1% уровне значимости для всех возможных спецификаций PP-теста (аналогичные результаты получаются и при длине лага от 0 до 3). Все это позволяет нам заключить, что переменная *er* также является интегрированной с порядком $I(1)$.

Таблица 1. Результаты тестов на наличие единичного корня и стационарность

Переменные	Тест Дики-Фуллера (ADF)					
	τ_t	τ	Φ_3	Φ_2		
<i>p</i>	-1,934(3)	0,776(3)	2,251	2,223		
<i>m2</i>	-2,449(3)	0,562(3)	6,379	5,628*		
<i>m2-p</i>	-1,933(2)	0,020(2)	1,918	1,426		
<i>rip</i>	-1,990(2)	-2,432(2)*	4,090	2,969		
<i>er</i>	-2,548(5)	0,986(5)	3,853	3,820		
<i>Dp</i>	-2,139(2)	-1,370(2)	2,367	1,578		
<i>Dm2</i>	-3,317(2)	-1,017(2)	5,722	3,817		
<i>D(m2-p)</i>	-4,999(2)**	-5,019(2)**	–	–		
<i>Drip</i>	-11,276(1)**	-10,893(1)**	–	–		
<i>Der</i>	-2,532(4)	-1,308(4)	3,211	2,141		
Уровень значимости	Критические значения					
5%	-3,45	-1,95	6,49	4,88		
1%	-4,04	-2,60	8,73	6,50		
	ADF-тест с учетом структурного сдвига	KPSS1	KPSS2	PP-тест		
				без константы и тренда	с константой	с константой и трендом
<i>Dp</i>	-5,788(0)**	0,363(15)	0,101(15)	–	–	–
<i>Dm2</i>	-8,331(1)**	0,380(15)	0,099(15)	–	–	–
<i>D(m2-p)</i>	–	0,238(15)	0,097(15)	–	–	–
<i>rip</i>	-3,022(2)	0,285(15)	0,180(15)*	–	–	–
<i>Drip</i>	–	0,421(15)	0,090(15)	–	–	–
<i>Der</i>	–	0,288(15)	0,118(15)	-3,293(4)**	-4,451(4)**	-4,410(4)**
Уровень значимости	Критические значения					
5%	-4,83	>0,463	>0,146	-1,95	-2,89	-3,45
1%	-5,59	>0,739	>0,216	-2,60	-3,51	-4,04

Примечание: здесь и далее в статье * и ** означает отклонение нулевой гипотезы на 5% и 1% уровне значимости. Критические значения для ADF-теста, PP-теста, ADF-теста с учетом структурного сдвига и KPSS-теста взяты из Fuller (1976), Dickey and Fuller (1981), Perron (1997) и Kwiatkowski et al. (1992) соответственно. При спецификации ADF-теста используется метод последовательного усечения модели «от общего к частному». При этом τ_t – тест для регрессии с константой и трендом; τ – для регрессии без константы и тренда; Φ_3 – тест на наличие в регрессии тренда; Φ_2 – тест на наличие в регрессии константы и тренда. PP-тест рассчитан при помощи эконометрической программы Eviews 4.0 (EViews 4 User's Guide (2001)), а KPSS-тест – EasyReg (Bierens (2001)). KPSS1 – в регрессию включена константа; KPSS2 – в регрессию включены константа и тренд. В скобках около значений тестов указана оптимальная длина лага в регрессиях.

Подводя итог анализу порядка интегрированности переменных на основе альтернативных тестов, можно сделать вывод, что все их уровни являются нестационарными с порядком интегрированности $I(1)$. Соответственно первые разности переменных являются стационарными, т.е. имеют порядок интегрированности $I(0)$. Данные с такими свойствами могут быть подвергнуты коинтеграционному анализу с целью выявления долгосрочных связей между интересующими нас переменными.

3.3. Долгосрочная функция спроса на деньги: коинтеграционный анализ

Весь дальнейший анализ будет осуществляться на основе квартальных данных. При этом мы исходим из предположения, что динамические характеристики месячных данных и их порядок интегрированности в целом соответствуют квартальным данным.

Анализ спроса на деньги в долгосрочном периоде начнем с исследования спроса на номинальные денежные остатки. Исходным пунктом коинтеграционного анализа в данном случае является VAR(2), включающая в себя четыре стохастические переменные (m_2 , p , ip , er). Гипотеза о возможности сокращения длины лага с 2 до 1 отвергается на 5% уровне значимости (см. табл. 2), следовательно, дальнейший анализ будет осуществляться на основе векторной авторегрессии с лагом, равным 2. Как следует из табл. 2, VAR(2) достаточно хорошо специфицирована: во всех уравнениях системы отсутствует автокорреляция остатков, ARCH-эффект и гетероскедастичность. Остатки в регрессиях для m_2 , p и ip имеют нормальное распределение. Для er гипотеза о нормальности остатков отвергается на 5% уровне (однако на 1% уровне гипотеза не может быть отвергнута). Тесты ошибки спецификации для системы в целом говорят об отсутствии автокорреляции и гетероскедастичности, в то же время отмечаются проблемы с нормальностью распределения остатков.¹⁷

Рекурсивные тесты (одношаговые остатки регрессий с 95% расчетными доверительными интервалами и различные тесты Чоу, нормализованные на 1% уровне значимости) свидетельствуют о структурной стабильности модели (в целях экономии места соответствующие графики не приводятся). За исключением одного значения для er (выброс, соответствующий финансовому кризису в России в августе 1998 г.) в одношаговых рекурсивных остатках и одношаговом рекурсивном тесте Чоу, остальные тесты не выходят за допустимые границы значимости. В целом можно сделать вывод, что в модели нет серьезных проблем спецификации, она является структурно стабильной и вполне может быть использована для анализа долгосрочных связей.

Как показывает анализ, тренд не является статистически значимой переменной в коинтеграционном пространстве: при условии, что существует один коинтеграционный вектор $\chi^2(1) = 0,075 [0,784]$, т.е. нулевая гипотеза не может быть отвергнута. В то же время имеются основания для включения константы в коинтеграционное пространство: согласно тесту (7), $\chi^2(3) = 7,5$, а поскольку

¹⁷ Согласно Gonzalo (1994), коинтеграционный тест Йохансена устойчив к нарушению условия нормальности распределения остатков. Кроме того, в нашем случае отсутствие нормальности распределения остатков в системе обуславливается, видимо, лишь регрессией для er . В остальных же регрессиях, включая наиболее интересующее нас уравнение для m_2 , все тесты указывают на отсутствие ошибок спецификации.

критическое значение равно 7,81 при 5% уровне значимости, нулевая гипотеза не может быть отвергнута. Таким образом, для коинтеграционного анализа была выбрана VAR(2) без тренда и с константой, включенной в коинтеграционное пространство.

Результаты коинтеграционного теста Йохансена представлены в табл. 2. Нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции отвергается, согласно λ_{max} и λ_{trace} , на 5% и 1% уровне значимости соответственно в пользу, по меньшей мере, одного коинтеграционного вектора. В то же время λ_{trace} указывает на наличие в системе второго коинтеграционного вектора на 5% уровне значимости. В свою очередь соответствующие статистики, скорректированные на число степеней свободы, не показывают коинтеграции между изучаемыми переменными на 5% уровне значимости (стоит, однако, отметить, что λ_{trace} для малой выборки отвергает нулевую гипотезу об отсутствии коинтеграции на 10% уровне).

Таким образом, для дальнейшего анализа необходимо принять решение о количестве коинтеграционных векторов в системе. При этом, очевидно, следует руководствоваться и чисто статистическими, и теоретическими соображениями. Тогда исходя из теоретических предположений, что между исследуемыми переменными может существовать долгосрочная связь вида (3), и учитывая замечание в Doornik and Hendry (1997) о том, что предпочтительность использования λ_{max} и λ_{trace} , скорректированных на число степеней свободы, не очевидна, примем гипотезу о наличии одного коинтеграционного вектора.

Рассмотрим данный коинтеграционный вектор более подробно. Переменные $m2$, p , gir являются статистически значимыми и имеют знаки, соответствующие (3), т.е. с ростом уровня цен и реального промышленного производства увеличивается спрос на номинальные денежные остатки. Что касается переменной er , то в стандартизованном коинтеграционном векторе она является статистически незначимой и имеет знак, противоположный теоретическим ожиданиям (предполагается, что с ростом обменного курса спрос на номинальные денежные остатки должен снижаться).

Тест на слабую экзогенность¹⁸ (тест на равенство нулю коэффициентов обратной связи) показывает, что $m2$ и p являются эндогенными переменными, а gir и er – слабо экзогенными по отношению к параметрам долгосрочной связи. Это означает, что корректировка неравновесия на денежном рынке осуществляется за счет двух переменных – номинальных денежных остатков и цен. Согласно знакам при коэффициентах обратной связи (минус для $m2$ и плюс для p), действуют следующий корректировочный механизм: при отклонении номинальных денежных остатков от равновесной траектории величина $m2$ сокращается, а величина p возрастает.

Полученный стандартизованный коинтеграционный вектор в принципе является статистической конструкцией, отражающей долгосрочные связи между переменными. Чтобы считать его долгосрочной функцией спроса на номинальные денежные остатки, необходимо проверить некоторые структурные гипотезы, отражающие положения экономической теории.

¹⁸ О различных концепциях экзогенности в эконометрическом анализе см. Ericsson et al. (1998).

Таблица 2. Результаты коинтеграционного анализа: номинальные денежные остатки

1. Тесты ошибки спецификации VAR(2)					
Переменные	m2	p	rip	er	VAR
AR 1-3 F(3, 18)	2,4511 [0,0967]	2,6644 [0,0790]	0,5848 [0,6327]	2,0479 [0,1432]	F(48, 25) = 1,392 [0,1876]
Normality $\chi^2(2)$	5,6612 [0,0590]	3,4549 [0,1777]	5,6760 [0,0585]	8,3393 [0,0155]*	$\chi^2(8) = 25,605$ [0,0012]**
ARCH 3 F(3, 15)	0,1096 [0,9532]	0,7686 [0,5293]	0,0966 [0,9607]	0,1003 [0,9586]	–
Hetero F(16, 4)	0,2805 [0,9709]	0,2860 [0,9689]	0,4933 [0,8611]	0,2861 [0,9689]	$\chi^2(160) =$ 176,14 [0,1813]
F-тест на сокращение длины лага: VAR(2) → VAR(1) F(16, 55) = 1,9624 [0,0333]*					
2. Тест на наличие коинтеграции					
Собственное значение		0,6571	0,4756	0,3114	0,2148
Нулевая гипотеза		r = 0	r ≤ 1	r ≤ 2	r ≤ 3
λ_{max}		32,1*	19,4	11,2	7,2
$\lambda_{max, (T - nk)}$		23,6	14,2	8,2	5,3
Критические значения, 95%		28,1	22,0	15,7	9,2
λ_{trace}		69,9**	37,8*	18,5	7,3
$\lambda_{trace, (T - nk)}$		51,3	27,7	13,5	5,3
Критические значения, 95%		53,1	34,9	20,0	9,2
3. Стандартизованный коинтеграционный вектор и коэффициенты обратной связи					
Переменные	m2	p	rip	er	Constant
Кoineгpaционный вектор, β'	1,0000	-0,76805	-1,2012	-0,1370	0,1336
Коэффициенты обратной связи, α	-0,3637	0,4316	0,1048	0,6027	
4. Тест на значимость переменных в коинтеграционном векторе и слабую экзогенность					
Переменные	m2	p	rip	er	
Значимость переменных, $\chi^2(1)$	10,1600 [0,0014]**	10,2960 [0,0013]**	5,2145 [0,0224]*	0,5760 [0,4479]	
Слабая экзогенность, $\chi^2(1)$	7,8849 [0,0050]**	4,6815 [0,0305]*	1,3155 [0,2514]	2,4642 [0,1165]	
5. Структурные гипотезы					
1) $\beta' = (1 -1 * * *)$		$\chi^2(1) = 1,3391 [0,2472]$			
2) $\beta' = (1 -1 -1 * *)$		$\chi^2(2) = 10,746 [0,0046]**$			
3) $\alpha_{rip} = 0 \cap \alpha_{er} = 0$		$\chi^2(2) = 3,2738 [0,1946]$			
4) $\beta' = (1 -1 * * *) \cap \alpha_{rip} = 0, \alpha_{er} = 0$		$\chi^2(3) = 4,3278 [0,2282]$			
6. Коинтеграционный вектор и коэффициенты обратной связи с ограничениями, согласно гипотезе 4					
Переменные	m2	p	rip	er	Constant
Кoineгpaционный вектор, β'	1,0000	-1,0000	-2,0128	0,0880	0,5449
Стандартная ошибка	–	–	0,2317	0,0153	0,1950
Коэффициенты обратной связи, α	-0,3639	0,2164	–	–	
Стандартная ошибка	0,0620	0,0889	–	–	

Примечание: здесь и далее в статье AR – тест на наличие автокорреляции остатков 1-го порядков, H_0 : автокорреляция остатков отсутствует; ARCH – тест на наличие ARCH-эффекта, H_0 : ARCH-эффект отсутствует; Normality – тест на нормальность распределения остатков, H_0 : остатки имеют нормальное распределение; Hetero – тест на наличие гетероскедастичности, H_0 : гетероскедастичность отсутствует. В столбце VAR представлены тесты для системы в целом (о реализации данных тестов в PcFiml 9.30 см. в Doornik and Hendry (1997)). Рядом с условным обозначением теста указано его распределение с числом степеней свободы в скобках. Уровни значимости (p-значения) для соответствующих тестов приведены в квадратных скобках. Критические значения для λ_{max} и λ_{trace} представлены в Osterwald-Lenum (1992). Соответствующие критические значения для малой выборки $\lambda_{max, (T - nk)}$ и $\lambda_{trace, (T - nk)}$ полученные в результате умножения λ_{max} и λ_{trace} на $(T - nk)/T$, где T – число наблюдений в выборке, n – число переменных в модели, k – длина лага (см. Reimers (1992)). Символ \cap означает совместную гипотезу.

В частности, анализ показывает, что нулевая гипотеза о ценовой гомогенности $\beta' = (1 \ -1 \ * \ * \ *)$ в рамках полученного коинтеграционного вектора не может быть отвергнута (здесь и далее * означает, что параметр оценивается без наложения ограничений). Таким образом, в долгосрочном периоде при увеличении m_2 на 1% p также возрастает на 1%. Кроме того, не может быть отвергнута и совместная гипотеза о слабой экзогенности переменных rip и er ($\alpha_{rip} = 0 \cap \alpha_{er} = 0$). Гипотеза о единичной эластичности m_2 по реальному доходу $\beta' = (1 \ -1 \ -1 \ * \ *)$ отвергается на 1% уровне значимости. В результате мы приходим к совместной гипотезе о ценовой гомогенности и слабой экзогенности rip и er – $\beta' = (1 \ -1 \ * \ * \ *) \cap \alpha_{rip} = 0, \alpha_{er} = 0$, которая, как видно из табл. 3, не может быть отвергнута. Важно отметить, что при таких ограничениях переменная er становится статистически значимой и приобретает теоретически ожидаемый знак.

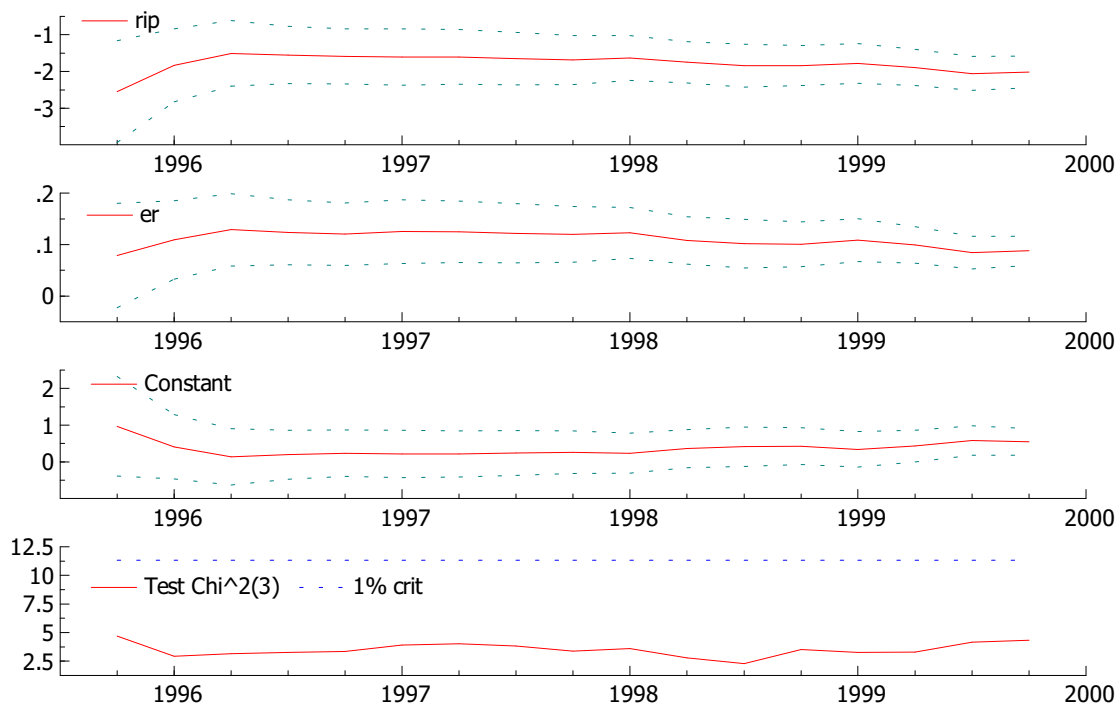
Итак, в результате наложения на коинтеграционный вектор определенных теоретических ограничений мы получаем следующую эмпирическую долгосрочную зависимость:

$$m_2^d = 0,5449 + p + 2,0128rip - 0,0880er . \quad (8)$$

Как следует из табл. 3, все коэффициенты в (14) статистически значимы на 1% уровне, коэффициент обратной связи для m_2 значим на 1% уровне и на 5% уровне – для p . Зависимость (8) вполне соответствует теоретической функции спроса на номинальные денежные остатки вида (3). Таким образом, спрос на m_2 за рассматриваемый период находился в прямой зависимости от роста уровня цен (при этом между динамикой m_2 и p в долгосрочном периоде существовала прямая пропорциональность), объема реального промышленного производства, и в обратной зависимости от изменения обменного курса. Неравновесные состояния на денежном рынке корректировались, с одной стороны, за счет повышения цен, с другой – посредством уменьшения денежного предложения. Согласно величине коэффициента обратной связи при m_2 , период восстановления равновесия составляет около 3 кварталов ($1/0,3639 = 2,75$).¹⁹

Таким образом, коинтеграционный анализ показал, что между переменными m_2 , p , rip и er существует долгосрочная связь. Параметры этой связи соответствуют теоретическим ожиданиям, а сама полученная долгосрочная зависимость может трактоваться как функция спроса на номинальные денежные остатки. Однако, как уже отмечалось, зависимость вида (8) может рассматриваться как функция спроса на деньги, если она является эмпирически стабильной на всем изучаемом временном интервале. Рекурсивные оценки стабильности (8) представлены на рис. 1. Как видим, на соответствующих графиках параметры в (8) фактически являются рекурсивно стабильными. Кроме того, рекурсивный LR-тест (тест отношения правдоподобия) на стабильность ограничений, наложенных на коинтеграционный вектор (структурная гипотеза 4 в табл. 2), не превышает своего 1% критического уровня. Следовательно, зависимость (8) является стабильной, и мы можем рассматривать ее в качестве долгосрочной функции спроса на номинальные денежные остатки.

¹⁹ Здесь следует еще раз вернуться к вопросу об использовании коинтеграционного анализа в странах с переходной экономикой, где временные ряды еще достаточно коротки. На наш взгляд, если для восстановления равновесия системы в результате определенных шоков требуется менее 3 кварталов, а весь анализируемый период составляет более 30 кварталов, то он, вероятно, может рассматриваться, как долгосрочный период по отношению к периоду корректировки равновесия.



Примечание: первые три графика отражают рекурсивные оценки стабильности параметров долгосрочной зависимости (8) с доверительными интервалами, равными $\pm 2\sigma$. Последний график – рекурсивный LR-тест на стабильность ограниченный, согласно структурной гипотезе 4 в табл. 2. Тест имеет распределение χ^2 с тремя степенями свободы. 1% crit – линия, нормализующая тест на 1% уровне значимости.

Рис. 1. Рекурсивные оценки стабильности долгосрочной функции спроса на номинальные денежные остатки

На основе (8) может быть получен механизм корректировки равновесия:

$$EqCM = m2 - 0,5449 - p - 2,0128rip + 0,0880er . \quad (9)$$

Он представляет собой разность между $m2$ и $m2^d$ и характеризует неравновесные состояния на денежном рынке (разрыв между спросом на номинальные денежные остатки и фактическим предложением денег). EqCM будет использован в соответствующей динамической модели спроса на деньги с механизмом корректировки равновесия.

Как уже отмечалось ранее, под спросом на деньги обычно подразумевают спрос на реальные денежные остатки. Поскольку анализ спроса на номинальные денежные остатки эмпирически подтвердил наличие ценовой гомогенности в долгосрочном периоде, мы имеем все основания перейти к анализу спроса на реальные денежные остатки.

В данном случае коинтеграционный анализ осуществляется на основе VAR(2), включающей три стохастические эндогенные переменные ($m2-p$, rip , er), а также переменную $Dp(-1)$, которая не входит в предполагаемую долгосрочную зависимость и относится только к части модели, отражающей краткосрочную динамику. Включение показателя инфляции в модель обусловлено тем, что ценовая гомогенность в долгосрочном периоде еще не означает, что

аналогичная ситуация имеет место и в краткосрочном периоде. Наличие $Dp(-1)$ в VAR позволяет, с одной стороны, снять весьма жесткое и, очевидно, нереалистичное допущение о ценовой гомогенности одновременно и в долгосрочном, и краткосрочном периоде; с другой стороны, инфляция может оказывать существенное влияние на спрос на реальные денежные остатки в краткосрочном периоде, что также говорит в пользу включения $Dp(-1)$ в модель. В то же время, как было установлено ранее, Dp , является стационарной переменной,²⁰ следовательно нет оснований для включения показателя инфляции в долгосрочную функцию спроса на реальные денежные остатки.

Здесь надо отметить, что в литературе встречаются различные подходы к спецификации долгосрочной функции на реальные денежные остатки. Зачастую инфляция включается в долгосрочную связь, даже несмотря на ее стационарность. Мы полагаем, что такой подход является достаточно спорным, а в нашем исследовании он не дает экономически содержательных результатов. Поэтому мы рассматриваем инфляцию как фактор спроса на деньги в краткосрочном периоде и не включаем ее в долгосрочную зависимость (аналогичный подход используется, например, в Scharnagl (1998), Hayo (2000)).

По аналогии с анализом номинальных денежных остатков мы использовали VAR(2), хотя тестирование показывает, что длина лага могла бы быть сокращена до 1. Результаты тестов на ошибку спецификации, представленные в табл. 3, дают примерно такую же картину, как и в модели для номинальных денежных остатков. В данном случае имеет место автокорреляция остатков для $m2-p$ и отсутствие нормальности для системы в целом из-за соответствующих проблем в регрессии для er . Все остальные тесты не указывают на наличие проблем спецификации. В целом, на наш взгляд, нет серьезных оснований считать спецификацию модели неудовлетворительной. Кроме того, рекурсивные тесты (одношаговые остатки регрессий с 95% расчетными доверительными интервалами и различные тесты Чоу, нормализованные на 1% уровне значимости) показывают, что модель является структурно стабильной (соответствующие графики не приводятся). Как и в случае для номинальных денежных остатков, практически все тесты (исключение – точка, соответствующая финансовому кризису в России в августе 1998 г.) не выходят за допустимые границы значимости. Это позволяет нам использовать данную модель для коинтеграционного анализа.

Анализ показывает, что в данном случае константа должна быть включена только в VAR, но не в коинтеграционное пространство. Гипотеза о наличии константы в коинтеграционном пространстве отвергается на основании теста (7): $\chi^2(3) = 7,22$, что превышает критическое значение на 5% уровне значимости – 5,99. Следовательно, для коинтеграционного анализа будет использована VAR(2), где $m2-p$, rip , er являются эндогенными (моделируемыми) переменными, а константа и $Dp(-1)$ не включаются в коинтеграционное пространство, хотя и входят в VAR.

²⁰ Следует отметить, что в рамках коинтеграционного анализа может быть осуществлен многомерный тест на стационарность. Так, при условии включения Dp в коинтеграционное пространство и наличия одного коинтеграционного вектора гипотеза о стационарности Dp не может быть отвергнута: $\chi^2(3) = 4,13$ [0,28]. Для других переменных ($m2-p$, rip , er) гипотеза о стационарности отвергается. Это еще раз подтверждает наши результаты, полученные на основе одномерных тестов на единичный корень и стационарность.

Таблица 3. Результаты коинтеграционного анализа: реальные денежные остатки

<i>1. Тесты ошибки спецификации VAR(2)</i>				
Переменные	m2-p	rip	er	VAR
AR 1-3 F(3, 19)	11,8120 [0,0001]**	0,6500 [0,5927]	1,9652 [0,1534]	F(27, 32) = 1,5084 [0,1322]
Normality $\chi^2(2)$	1,3127 [0,5187]	5,8018 [0,0550]	10,7790 [0,0046]**	$\chi^2(6) = 22,175$ [0,0011]**
ARCH 3 F(3, 16)	0,2017 [0,8937]	0,0707 [0,9748]	0,1000 [0,9588]	–
Hetero F(12, 9)	0,3517 [0,9526]	0,5004 [0,8689]	0,1160 [0,9995]	F(72, 27) = 0,2482 [1,0000]
<i>2. Тест на наличие коинтеграции</i>				
Собственное значение	0,5818	0,3520	4,0122e-006	
Нулевая гипотеза	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	
λ_{max}	26,2**	13,0	0,0001	
$\lambda_{max, (T - nk)}$	20,9	10,4	9,629e-005	
Критические значения, 95%	21,0	14,1	3,8	
λ_{trace}	39,2**	13,0	0,0001	
$\lambda_{trace, (T - nk)}$	31,3*	10,4	9,629e-005	
Критические значения, 95%	29,7	15,4	3,8	
<i>3. Стандартизованный коинтеграционный вектор и коэффициенты обратной связи</i>				
Переменные	m2-p	rip	er	
Кoineгpaционный вектор, β'	1,0000	-1,6384	0,0750	
Коэффициенты обратной связи, α	-0,8026	0,1508	0,8389	
<i>4. Тест на значимость переменных в коинтеграционном векторе и слабую экзогенность</i>				
Переменные	m2-p	rip	er	
Значимость переменных, $\chi^2(1)$	12,7040 [0,0004]**	11,9590 [0,0005]**	12,9460 [0,0003]**	
Слабая экзогенность, $\chi^2(1)$	13,0910 [0,0003]**	3,1670 [0,0751]	5,3210 [0,0211]*	
<i>5. Структурные гипотезы</i>				
1) $\beta' = (1 \ -1 \ *)$	$\chi^2(1) = 5,4576$ [0,0195]*			
2) $\beta' = (1 \ -1,1 \ *) \cap \alpha_{rip} = 0$	$\chi^2(2) = 5,2360$ [0,0729]			
<i>6. Коинтеграционный вектор и коэффициенты обратной связи с ограничениями, согласно гипотезе 2</i>				
Переменные	m2-p	rip	er	
Кoineгpaционный вектор, β'	1,0000	-1,1000	0,0792	
Стандартная ошибка	–	–	0,0128	
Коэффициенты обратной связи, α	-0,6618	–	0,9211	
Стандартная ошибка	0,1643	–	0,2467	

В табл. 3 представлены результаты коинтеграционного анализа. Как видим, нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграции, согласно λ_{max} и λ_{trace} , отвергается на 1% уровне значимости, кроме того, она отвергается на 5% уровне и для теста λ_{trace} , скорректированного на число степеней свободы. Таким образом, полученные результаты свидетельствуют о наличии одного коинтеграционного вектора, который может характеризовать долгосрочный спрос на реальные денежные остатки. Теперь рассмотрим, соответствует ли полученный коинтеграционный вектор теоретической функции вида (4), принимая во внимания тот факт, что в нашем случае показатель инфляции не входит в уравнение долгосрочной связи и оказывает влияние на спрос на реальные денежные остатки

лишь в краткосрочном периоде.

В стандартизованном коинтеграционном векторе переменные $m2-p$, rip , er являются статистически значимыми на 1% уровне. Их знаки соответствуют теоретическим ожиданиям: с ростом реального промышленного производства спрос на реальные денежные остатки увеличивается, а при повышении обменного курса – снижается. Тест на слабую экзогенность показывает, что $m2-p$ и er являются эндогенными переменными, а rip – слабо экзогенной переменной по отношению к параметрам долгосрочной связи. Таким образом, корректировка равновесия осуществляется за счет двух переменных – реальных денежных остатков и обменного курса. Согласно знакам при коэффициентах обратной связи (минус для $m2-p$ и плюс для er), действует следующий корректировочный механизм: при отклонении реальных денежных остатков от равновесной траектории величина $m2-p$ сокращается, а величина er – возрастает. Полученный коинтеграционный вектор соответствует теоретической функции спроса на реальные денежные остатки вида (4). Однако, как и в случае с номинальными денежными остатками, следует проверить ряд структурных гипотез.

Как показал анализ, нулевая гипотеза о единичной эластичности $m2-p$ по реальному доходу $\beta' = (1 \ -1 \ *)$ отвергается на 5% уровне значимости. Поскольку данная гипотеза не была бы отвергнута на более высоком уровне значимости, например, 10%, то можно предположить, что коэффициент при rip в коинтеграционной связи на самом деле достаточно близок к 1. В связи с этим мы проверили совместную гипотезу о равенстве этого коэффициента 1,1 (максимально близкое к 1 значение в рамках совместной гипотезы) и слабой экзогенности rip : $\beta' = (1 \ -1,1 \ *) \cap \alpha_{rip} = 0$. Гипотеза не отвергается, а это значит, что коэффициент при показателе реального дохода достаточно близок к 1, хотя и отличается статистически от этой величины. Таким образом, налагая на полученный коинтеграционный вектор соответствующие ограничения, получаем зависимость вида (4) весьма близкую к предсказаниям количественной теории (в количественной теории предполагается, что коэффициент при показателе реального дохода равен 1).

Следует отметить, что такой результат получен, когда в качестве показателя реального дохода используется объем промышленного производства в сопоставимых ценах. Понятно, что ВВП в сопоставимых ценах является более точной характеристикой реального дохода. Однако объем реального промышленного производства и скорректированный на сезонность реальный ВВП имеет очень схожую динамику (см. Квартальные расчеты ВВП (2001)). Поэтому мы полагаем, что использование в функции спроса на реальные денежные остатки ВВП вместо объема промышленного производства существенно не повлияло бы на результаты, если осуществить корректировку ВВП на сезонность. Сказанное, конечно же, требует в дальнейшем эмпирической проверки.

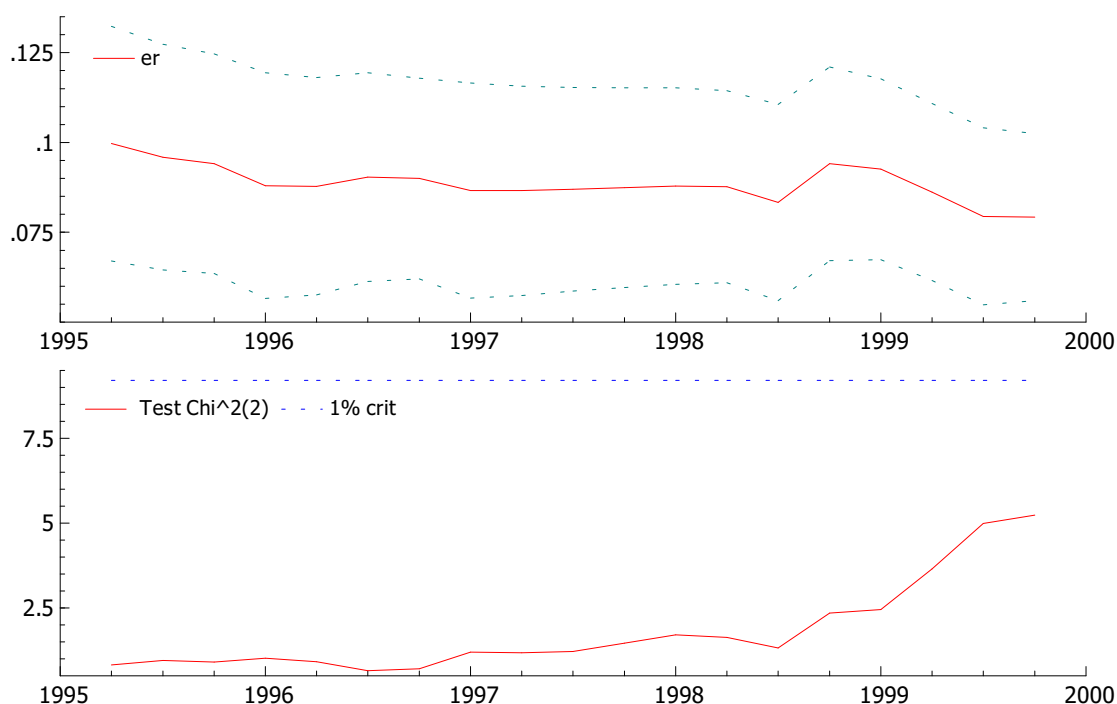
В нашем случае с учетом ограничений на коинтеграционный вектор мы имеем следующую эмпирическую зависимость:

$$m2^d - p = 1,1rip - 0,0792er . \quad (10)$$

Как видно из табл. 3, все коэффициенты в (10) и соответствующие коэффициенты обратной связи статистически значимы на 1% уровне. В целом (10) соответствует теоретической функции спроса на реальные денежные остатки вида (4). При этом спрос на $m2-p$ находится в прямой зависимости от rip и в об-

ратной зависимости от er . Для восстановления равновесия на денежном рынке необходимо, согласно соответствующему коэффициенту обратной связи при $m2-p$, менее 2 кварталов ($1/0,6618 = 1,51$).

Как видно из рис. 2, свободно оцениваемый параметр в (16) является рекурсивно стабильным. LR-тест на стабильность ограничений, наложенных на коинтеграционный вектор (структурная гипотеза 2 в табл. 3), не превышает 1% критического уровня. Следовательно, зависимость (10) является стабильной, отвечает теоретическим ожиданиям, подразумевает соответствующий механизм корректировки равновесия и может рассматриваться как долгосрочная функция спроса на реальные денежные остатки.



Примечание: первый график отражает рекурсивные оценки стабильности параметров долгосрочной зависимости (10) с доверительными интервалами, равными $\pm 2\sigma$. Второй график – рекурсивный LR-тест на стабильность ограничений, согласно структурной гипотезе 2 в табл. 3. Тест имеет распределение χ^2 с двумя степенями свободы. 1% crit – линия, нормализующая тест на 1% уровне значимости.

Рис. 6. Рекурсивные оценки стабильности долгосрочной функции спроса на реальные денежные остатки

Механизм корректировки равновесия имеет следующий вид:

$$EqCM = (m2^d - p) - 1,1rip + 0,0792er . \quad (11)$$

Он представляет собой разность между $m2-p$ и $m2^d-p$ и характеризует неравновесные состояния на денежном рынке в реальном исчислении (разрыв между спросом на реальные денежные остатки и фактическим предложением реальных денег). Как и в случае с номинальными денежными остатками, EqCM будет использован при построении соответствующей динамической модели спроса на реальные денежные остатки.

3.4. Краткосрочная функция спроса на деньги: модель корректировки равновесия

В данном разделе мы рассмотрим краткосрочную функцию спроса на реальные денежные остатки. С этой целью будет использована динамическая модель с механизмом корректировки равновесия. Тесты на слабую экзогенность, осуществленные в рамках коинтеграционного анализа, имеют важное значение для дальнейшего моделирования, поскольку позволяют упростить исходную модель. Если все переменные модели за исключением денежных остатков являются слабо экзогенными, то возможно моделирование спроса на деньги в виде одного уравнения без потери информации. В противном случае моделирование спроса на деньги должно осуществляться в рамках системы уравнений.

Коинтеграционный анализ позволяет установить слабую экзогенности в отношении параметров долгосрочной связи. Однако необходимо также проверить гипотезу о слабой экзогенности и для параметров краткосрочной связи. С этой целью мы использовали подход, изложенный в Urbain (1992). Суть его заключается в следующем.

Во-первых, проверяется совместная значимость механизмов корректировки равновесия в так называемых маргинальных моделях (регрессии для переменных, которые оказались слабо экзогенными в результате коинтеграционного анализа). Если нулевая гипотеза о равенстве нулю коэффициентов при механизмах корректировки равновесия в этих моделях не отвергается, то данные переменные являются слабо экзогенными в долгосрочном периоде. Во-вторых, маргинальная модель упрощается за счет исключения механизмов корректировки равновесия и других незначимых переменных, затем остатки из маргинальной модели включаются в так называемую кондициональную модель (регрессии для эндогенных переменных). Если нулевая гипотеза о равенстве нулю коэффициентов при этих остатках в кондициональной модели не отвергается, то рассматриваемые переменные являются слабо экзогенными и в краткосрочном периоде. Наличие одновременно слабой экзогенности по отношению к долгосрочным и краткосрочным параметрам позволяет редуцировать исходную модель без потери информации. В итоге моделируются лишь эндогенные переменные.

Анализ показал, что для модели с реальными денежными остаткам $Drip$ является слабо экзогенной переменной как в долгосрочном, так и в краткосрочном периоде (первое вытекает из равенства нулю коэффициента при механизме корректировки равновесия в регрессии для $Drip$ (см. табл. 5), второе – из соответствующего теста на равенство нулю коэффициентов при остатках из регрессии для $Drip$, включенных в модель для $D(m2-p)$ и Der ($F(2, 21) = 0,927 [0,411]$). $D(m2-p)$ и Der являются эндогенными переменными. Таким образом, динамическая модель спроса на реальные денежные остатки с механизмом корректировки равновесия ($VEqCM$) должна строиться в рамках системы регрессионных уравнений для $D(m2-p)$ и Der .

Исходная $VEqCM$ будет включать две эндогенные переменные ($D(m2-p)$, и Der) с лагом, равным 1, переменную $Dp(-1)$, характеризующую влияние инфляции на спрос на реальные денежные остатки в краткосрочном периоде, фиктивную переменную ($d984$), учитывающую влияние финансового кризиса в России в августе 1998 г., центрированные сезонные фиктивные переменные (dcs ,

dcs1, dcs2), учитывающие влияние сезонного фактора,²¹ и переменную, характеризующую механизм корректировки равновесия (EqCM), с лагом 1. VEqCM содержит константу, т.к. она не входит в долгосрочную функцию спроса на реальные денежные остатки. Оценка параметров исходной модели осуществляется при помощи метода наименьших квадратов. Полученные результаты представлены в табл. 4 (см. VEqCM без ограничений).

Таблица 4. Кондициональная векторная авторегрессия с механизмом корректировки равновесия: реальные денежные остатки

Переменные	VEqCM без ограничений		VEqCM с ограничениями	
	D(m2-p)	Der	D(m2-p)	Der
Constant	-0,226 (-2,075)	0,522 (2,966)	-0,282 (-3,697)	0,522 (3,927)
D(m2-p)(-1)	0,060 (0,327)	0,584 (1,961)	–	0,542 (2,451)
Der(-1)	-0,146(-1,011)	0,008 (0,036)	–	–
Drip(-1)	0,078 (0,244)	0,237 (0,462)	–	–
Dp(-1)	-0,314 (-1,618)	1,078 (3,435)	-0,491 (-6,361)	1,037 (6,765)
d984	-0,063 (-0,521)	0,764 (3,906)	–	0,749 (4,449)
dcs	0,015 (0,197)	0,005 (0,043)	–	–
dcs1	0,201(2,806)	0,039 (0,332)	0,195 (4,102)	–
dcs2	0,212 (3,254)	-0,115 (-1,090)	0,200 (4,463)	-0,132 (-1,979)
EqCM(-1)	-0,454 (-3,259)	0,694 (3,085)	-0,531 (-5,068)	0,678 (4,043)
<i>Тесты ошибки спецификации</i>				
AR 1-3 F(3, 17)	1,076 [0,386]	1,924 [0,164]	1,137 [0,362]	1,940 [0,161]
Normality $\chi^2(2)$	0,0459 [0,977]	2,831 [0,243]	0,213 [0,899]	2,846 [0,241]
ARCH 3 F(3, 14)	1,185 [0,351]	0,385 [0,766]	0,768 [0,531]	0,552 [0,655]
<i>Тесты ошибки спецификации для VEqCM в целом</i>				
AR 1-3 F(12, 26)	1,022 [0,459]	AR 1-3 F(12, 36)	1,260 [0,284]	
Normality $\chi^2(4)$	3,012 [0,556]	Normality $\chi^2(4)$	3,288 [0,511]	
Hetero F(42, 9)	0,454 [0,959]	Hetero F(42, 24)	1,228 [0,300]	
LR-тест ограничений сверхидентификации: $\chi^2(9) = 3,464 [0,943]$				

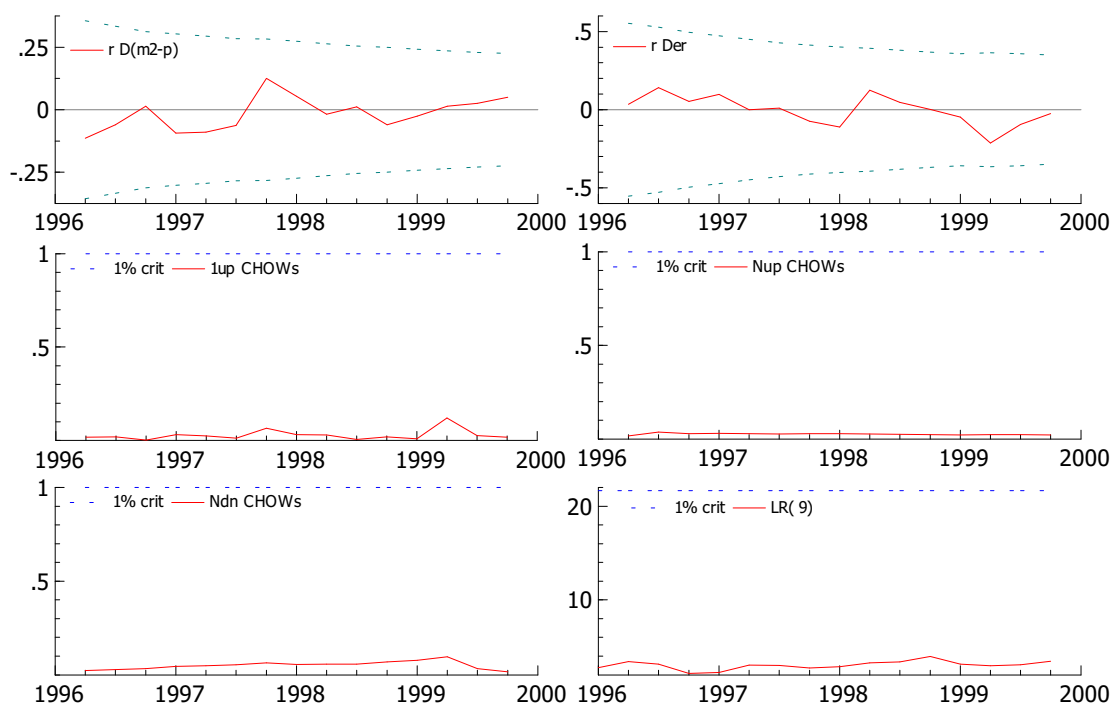
Примечание: t-статистики для коэффициентов модели приведены в круглых скобках, уровни значимости (p-значения) для соответствующих тестов даны в квадратных скобках.

Как следует из соответствующих тестов, исходная VEqCM не имеет проблем спецификации ни для отдельных регрессий, ни для системы в целом. В то же время полученную VEqCM без ограничений можно существенно редуцировать путем последовательного исключения статистически незначимых коэффициентов. Оценка параметров осуществляется при помощи метода максимального правдоподобия с полной информацией (поскольку при усечении модели в разных регрессиях могут содержаться различные переменные, то стандартный метод наименьших квадратов в данном случае неприемлем). В полученной VEqCM с ограничениями также отсутствуют проблемы спецификации. LR-тест ограничений сверхидентификации не отвергает наложенных ограничений, а оставшиеся в модели переменные имеют ясную экономическую интерпретацию. Так,

²¹ Комбинированный тест на идентифицируемую сезонность в рамках метода X-12 ARIMA указывает на наличие сезонности в переменных p и m2-p. В данном случае мы использовали фиктивные сезонные переменные только для исследования краткосрочной динамики. Принимая во внимание небольшой объем нашей выборки и, следовательно, относительно небольшое число степеней свободы в соответствующей VAR, в коинтеграционном анализе эти переменные не использовались, что не оказало существенного влияния на его результаты. Такой же подход был применен, например, в Kalra (1998).

спрос на реальные денежные остатки в краткосрочном периоде определяется уровнем инфляции: чем выше инфляция, тем ниже спрос на реальные деньги. Таким образом, влияние инфляции на спрос на реальные денежные остатки находит свое эмпирическое подтверждение, но только в рамках краткосрочной динамики. Коэффициент при механизме корректировки равновесия является отрицательным и статистически значимым. Кроме того, в краткосрочной функции спроса на реальные денежные важную роль играют константа и отдельные фиктивные сезонные переменные.

В нашей модели рост реальных денежных остатков и инфляции ведет к повышению обменного курса. Коэффициент при механизме корректировки равновесия является положительным и статистически значимым. Как и в регрессии для $D(m2-p)$, константа и отдельные фиктивные сезонные переменные являются значимыми в уравнении для Der . Кроме того, существенную роль в регрессии для Der играет фиктивная переменная, отражающая влияние российского финансового кризиса в августе 1998 г. Различные знаки при механизме корректировки равновесия в регрессиях для $D(m2-p)$ и Der говорят о том, что при отклонении системы от равновесной траектории реальные денежные остатки будут сокращаться, а обменный курс – расти.



Примечание: графики в первой строке представляют одношаговые рекурсивные остатки соответствующих регрессий с доверительными интервалами, равными $0 \pm 2\sigma$. 1up CHOWs – одношаговый рекурсивный тест Чоу для системы в целом; Nup CHOWs – возрастающий рекурсивный тест Чоу для системы в целом; Ndn CHOWs – убывающий рекурсивный тест Чоу для системы в целом; 1% crit – линия, нормализующая тесты Чоу на 1% уровне значимости (значения тестов, находящиеся выше 1% пунктирной линии, свидетельствуют о структурной нестабильности модели или наличии резко выделяющихся значений (выбросов)). LR(9) – рекурсивный LR-тест ограничений сверхидентификации. Тест имеет распределение χ^2 с девятью степенями свободы. 1% crit – линия, нормализующая тест на 1% уровне значимости.

Рис. 3. Рекурсивные оценки стабильности VEqCM с ограничениями для реальных денежных остатков

На рис 3. представлены соответствующие рекурсивные тесты. Ни один из них не указывает на структурную нестабильность модели с ограничениями. Наложённые на исходную VEqCM ограничения, согласно рекурсивному LR-тесту, также не могут быть отвергнуты на 1% уровне значимости на всем исследуемом интервале времени. Все это дает основания утверждать, что полученная модель является хорошо специфицированной и стабильной.

Краткосрочная функция спроса на реальные денежные остатки с механизмом корректировки равновесия, полученная в рамках системы регрессионных уравнений для $D(m2-p)$ и Der , с учетом (11) имеет следующий вид :

$$D(m2^d - p) = -0,282 - 0,491Dp(-1) + 0,195dcs1 + 0,2dcs2 - 0,531[m2 - p - 1,1rip + 0,079er](-1) \quad (12)$$

Краткосрочная функция спроса на реальные денежные остатки является сбалансированной регрессией: все переменные в ее правой части стационарные. Статистически значимый коэффициент при механизме корректировки равновесия подтверждает наличие коинтеграции между $D(m2-p)$, rip и er . Коэффициент имеет отрицательный знак, что соответствует полученным ранее результатам и теоретическим представлениям о направлении корректировки равновесия. Как следует из (12), скорость восстановления неравновесия в данном случае составляет менее 2-х кварталов или около 6 месяцев ($1/0,531$). Примерно такой же результат был получен в рамках коинтеграционного анализа для реальных денежных остатков.

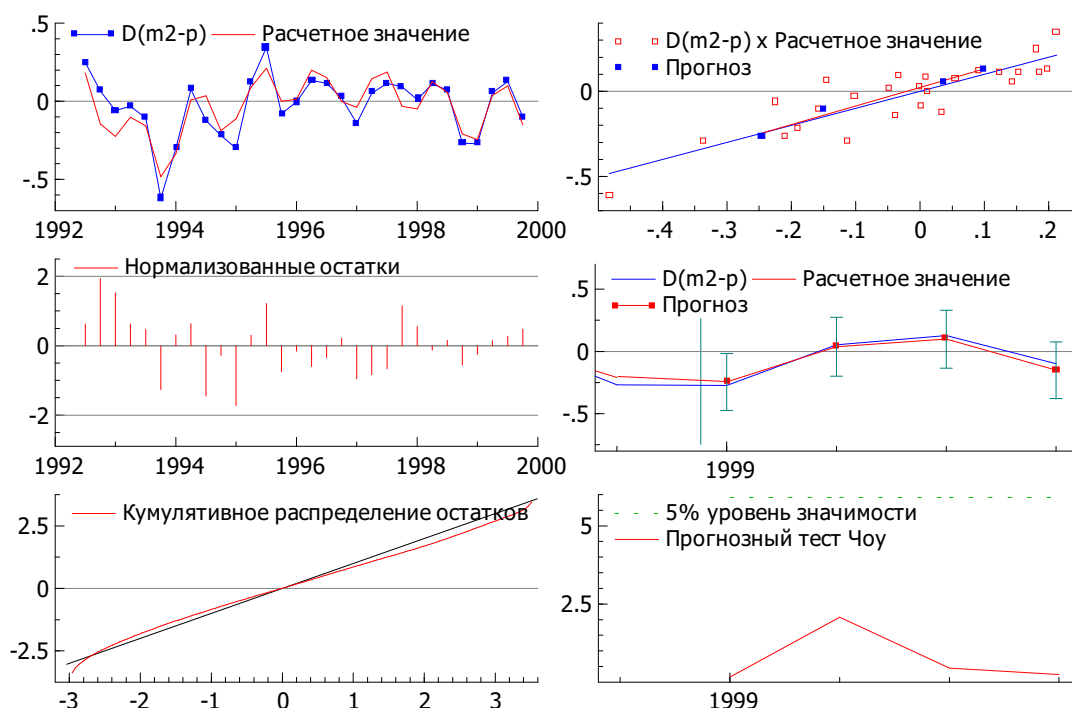


Рис. 4. Прогностические характеристики краткосрочной функции спроса на реальные денежные остатки с механизмом корректировки равновесия

На рис. 4 представлены графики, характеризующие степень совпадения расчетных и фактических величин на всем временном интервале (первый гра-

фик по часовой стрелке), прогностические возможности модели (второй, третий и четвертый графики по часовой стрелке) и поведение остатков модели (пятый и шестой графики по часовой стрелке). Для проверки прогностических возможностей модели был осуществлен одношаговый вневыборочный прогноз на 4 квартала. Суть данного эксперимента заключается в следующем: в рамках выборки резервируется 4 квартала, затем модель рассчитывается вновь, и осуществляется прогноз на зарезервированные кварталы.

Как видим, полученная функция спроса на реальные денежные остатки хорошо воспроизводит динамику $Dm2$. Она имеет отличные прогностические характеристики в рамках вневыборочного ретроспективного прогноза на 4 квартала: прогнозные значения не выходят за границы 95% доверительного интервала и почти совпадают с фактическими значениями. Прогнозный тест Чоу свидетельствует о стабильности прогноза. Остатки модели имеют нормальное распределение.

Модель в целом соответствует теоретическим представлениям о факторах, формирующих спрос на деньги. С одной стороны, она учитывает влияние инфляции на динамику спроса на реальные денежные остатки в краткосрочном периоде, с другой стороны, через механизм корректировки равновесия отражает связь между $m2$ -р, gir и er , установленную в рамках долгосрочной функции спроса на деньги.

3.5. Механизм восстановления равновесия

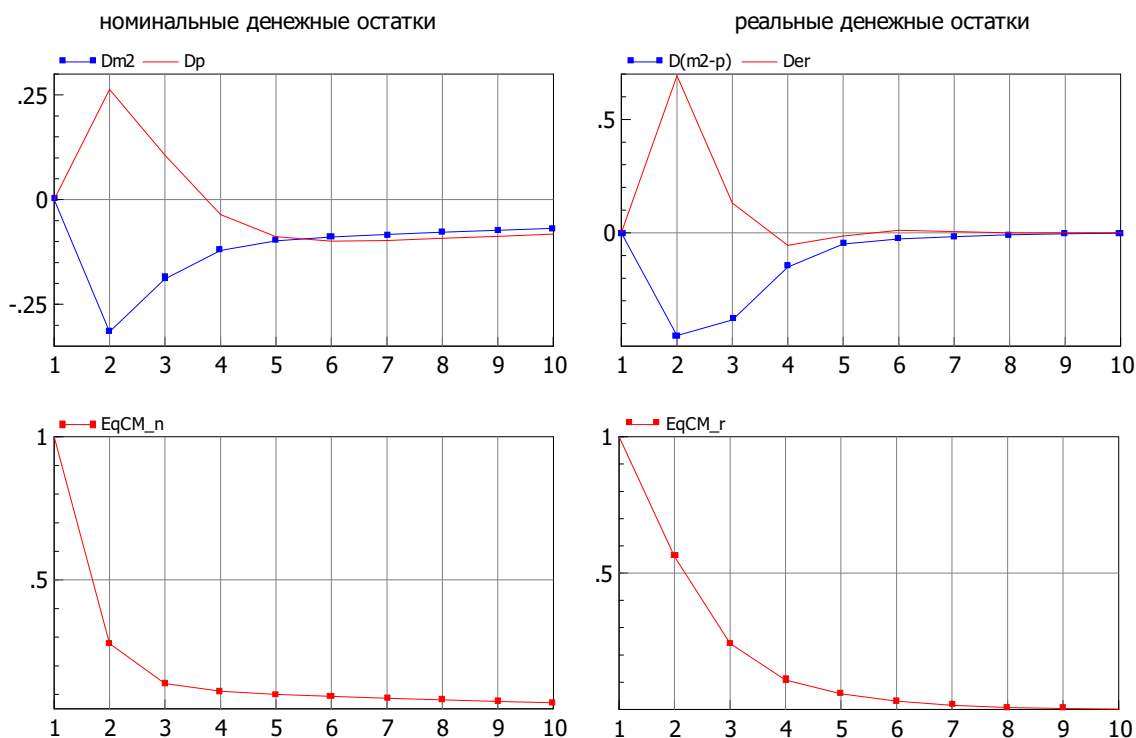
В данном разделе $VEqCM$ для номинальных²² и реальных денежных остатков использованы для изучения механизма восстановления равновесия при отклонении системы от равновесной траектории. При этом использовалась модель, в которой механизм корректировки равновесия также является эндогенной переменной. В таком виде модель позволяет исследовать воздействие внешнего шока на краткосрочную динамику переменных и приспособление переменных к новому равновесному состоянию в долгосрочном периоде.

Суть модельного эксперимента заключается в следующем. Первоначально предполагается, что система находится на равновесной траектории. Затем задается экзогенное единичное увеличение денежной массы (в номинальном и реальном исчислении). Данный шок выводит систему из равновесного состояния, после чего начинают действовать корректировочные механизмы, возвращающие систему на равновесную траекторию. Такого рода имитационное моделирование может быть осуществлено при помощи функции импульсного отклика. Полученные в результате имитационного моделирования профили функции импульсного отклика представлены на рис. 5.

Таким образом, для модели с номинальными денежными остатками в результате единичного увеличения предложения номинальных денег имеем следующее: при возникновении денежного неравновесия начинают сокращаться номинальные денежные остатки (пик такой реакции наблюдается ко второму кварталу, затем постепенно происходит возвращение к исходному уровню, хотя уровень номинальных денежных остатков после шока оказывается несколько

²² Полученная модель для номинальных денежных остатков в статье не приводятся с целью экономии места, но при необходимости может быть предоставлена автором.

ниже, чем до него). Одновременно происходит рост цен, который также достигает своей высшей точки ко второму кварталу. После третьего квартала цены постепенно возвращаются к исходному уровню. В целом равновесие на денежном рынке восстанавливается (как видно на нижнем графике, кривая стремиться к нулю), при этом 50% общей корректировки происходит уже в первом квартале (линия с меткой 0,5 на нижних графиках).



Примечание: EqCM_n и EqCM_r – механизмы корректировки равновесия, полученные на основе долгосрочной функции спроса на номинальные и реальные денежные остатки соответственно.

Рис.5. Восстановление равновесия при единичном увеличении номинальных и реальных денежных остатков

Аналогичная ситуация наблюдается и для модели с реальными денежными остатками. В результате единичного увеличения реальных денег наблюдается следующее: при возникновении денежного неравновесия, с одной стороны, начинают сокращаться реальные денежные остатки (пик сокращения также наблюдается ко второму кварталу, затем переменная возвращается к исходному уровню), с другой стороны, возрастает обменный курс (пик роста приходится на второй квартал, а после третьего квартала он стабилизируется). Равновесие на денежном рынке в итоге восстанавливается, причем 50% общей корректировки в данном случае происходит в начале второго квартала.

Как видим, полученные модели отражают механизмы восстановления денежного равновесия и показывают скорость возвращения системы на равновесную траекторию. Очевидно, что корректировка в основном происходит за 1-2 квартала, а за последующие 2-3 квартала система полностью возвращается к исходному уровню. Полученные результаты не противоречат тем, что были получены первоначально в рамках коинтеграционного анализа. Кроме того, сказанное подтверждает и тезис о большем информационном содержании данных

в странах, где имеют место существенные изменения в экономической динамике на относительно коротких интервалах времени (в первую очередь, развивающиеся страны и страны с переходной экономикой). Это, на наш взгляд, говорит в пользу применения современных эконометрических методов, включая коинтеграционный анализ, к относительно коротким временным рядам при изучении переходных экономик.

4. Влияние монетарных факторов на инфляцию

4.1. Денежное неравновесие и инфляция

Долгосрочные функции спроса на деньги (8) и (10) позволяют расчетным путем получить непосредственно ненаблюдаемые величины – долгосрочный спрос на номинальные и реальные денежные остатки. Расхождение между этими величинами и фактическим предложением денег в номинальном и реальном исчислении представляет собой так называемый денежный разрыв (или денежный навес), отражающий неравновесные состояния на денежном рынке (это величины $EqCM_n$ и $EqCM_r$, полученные на основе коинтеграционного анализа долгосрочного спроса на номинальные и реальные денежные остатки). Именно эти величины использовались в качестве механизмов корректировки равновесия в динамических моделях спроса на деньги. На рис. 6 представлены графики, отражающие долгосрочный спрос на деньги и его фактическое предложение (два графика сверху).

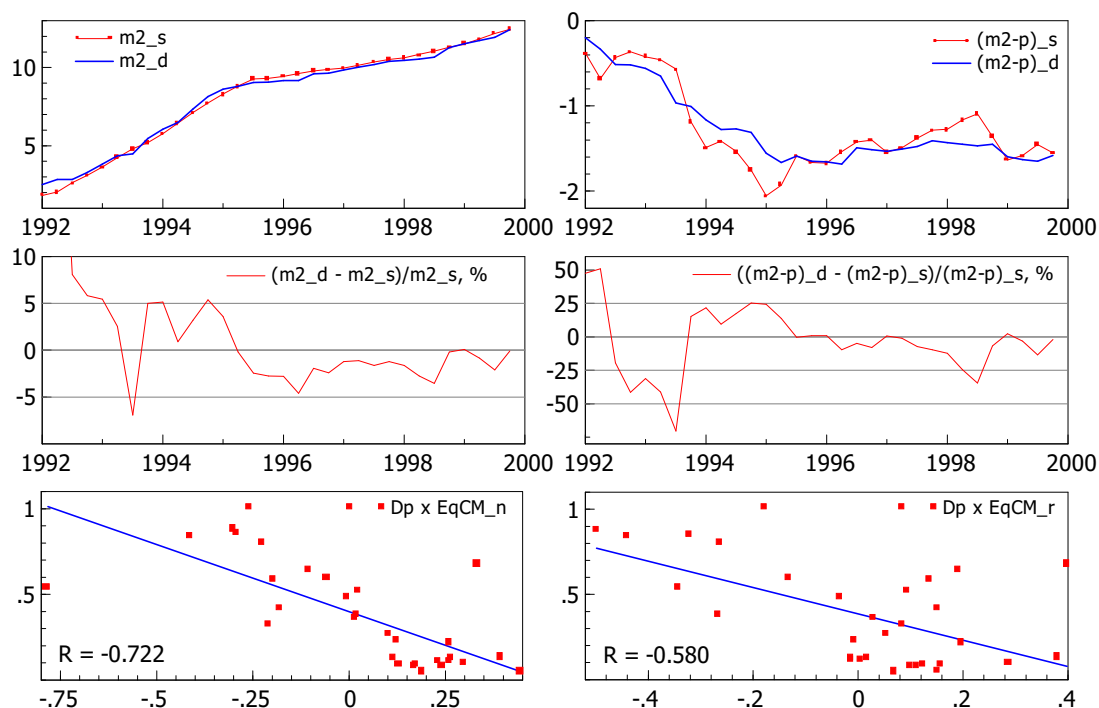


Рис. 6. Спрос и предложение на денежном рынке, денежный навес и корреляция между денежным неравновесием и инфляцией

Как можно заметить, с 1996 г., согласно нашим расчетам, предложение денег в номинальном и реальном исчислении, как правило, превышало спрос на них. Степень несоответствия обуславливалась проводимой кредитно-денежной политикой в тот или иной период времени. В результате денежные навесы по номинальным денежным остаткам доходили до 5% от величины соответствующего денежного предложения, а по реальным – до 30% (см. графики во второй строке на рис б). Существенные денежные разрывы сменялись короткими периодами относительного равновесия на денежном рынке. Поскольку неравновесные состояния на наших графиках отражаются отрицательными числами, то между неравновесным состояниями на денежном рынке и инфляцией имела место отрицательная корреляция: чем меньше величины $EqCM_n$ и $EqCM_r$, тем выше уровень инфляции. В целом связь здесь достаточно тесная – для номинальных денежных остатков коэффициент корреляции составил около 0,7, для реальных денежных остатков – около 0,6. Таким образом, чем сильнее неравновесие на денежном рынке, вызванное избыточным предложением денег, тем выше уровень инфляции.

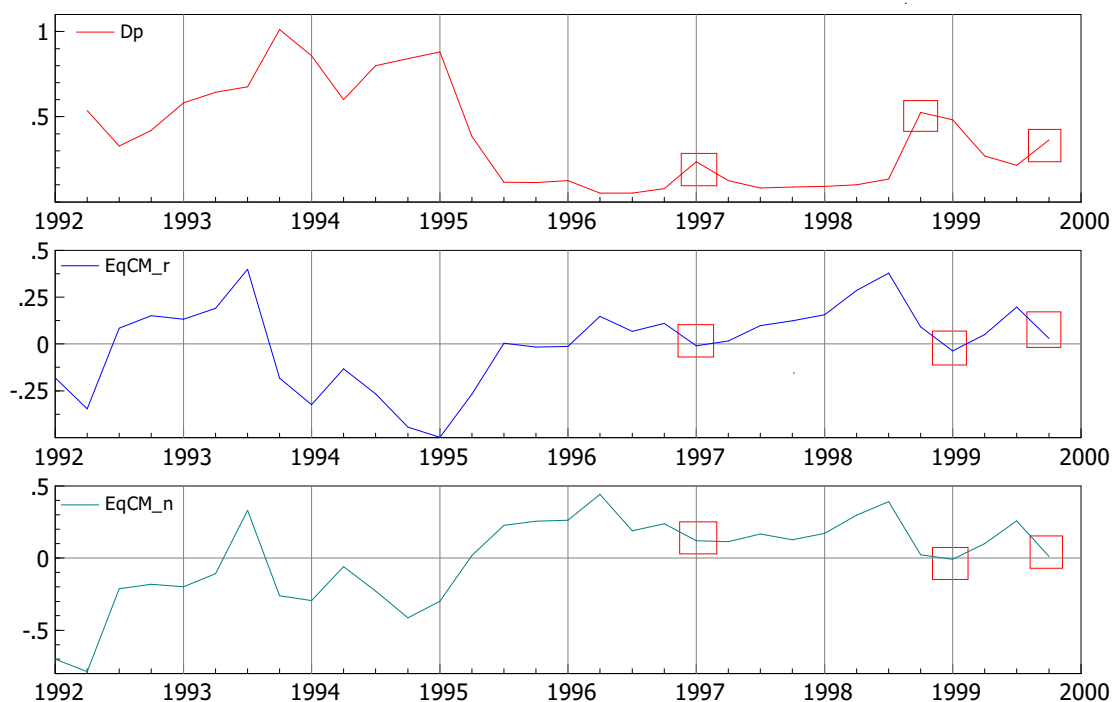


Рис. 7. Взаимосвязь между денежным неравновесием и инфляцией

Рассмотрим связь между $EqCM_n$ и $EqCM_r$ и D_p более подробно (рис. 7). Несложно заметить, что в то время, когда на денежном рынке восстанавливалось равновесие, наблюдались пики в динамике инфляции (данные точки на графиках отмечены прямоугольниками). Напротив, в периоды относительно невысокой инфляции отмечались наибольшие неравновесия на денежном рынке. Это характерно и для номинальных, и для реальных денежных остатков (в последнем случае картина наиболее наглядна). На наш взгляд, такая ситуация может объясняться в значительной степени искусственным сдерживанием цен в течение определенного периода с последующим их повышением и повторением

такого процесса в дальнейшем. Таким образом, государственные органы проводили мягкую денежную политику и одновременно контролировали цены на определенные группы товаров. В этих условиях усиливалось неравновесие на денежном рынке и накапливался инфляционный потенциал. Затем происходил резкий рост уровня цен, временно восстанавливалось денежное равновесие, и ситуация повторялась вновь. Всего за рассматриваемый период было отмечено три таких цикла.

Денежные навесы, видимо, могут свидетельствовать о наличии подавленной инфляции в определенные периоды времени вследствие государственного регулирования цен. В то же время наши данные показывают, что государственное регулирование цен дополняемое мягкой денежной политикой вело к нарушению равновесия на денежном рынке и в конечном итоге заканчивалось ростом уровня цен. В связи с этим можно ожидать, что полная либерализация цен будет сопровождаться повышением инфляции. Однако ее уровень будет зависеть от величины денежного навеса. Если в момент либерализации цен на денежном рынке будет наблюдаться относительное равновесие, то рост уровня цен, видимо, будет небольшим. Напротив, усиление денежного неравновесия существенно усилит инфляционный эффект либерализации.

4.2. Динамическая модель инфляции с механизмом корректировки равновесия

В данном разделе рассмотрим влияние монетарных факторов на инфляцию в рамках одного уравнения регрессии. При этом будут использоваться два вида моделей: с механизмом корректировки равновесия, полученным на основе функции спроса на номинальные денежные остатки ($EqCM_n$) и механизмом корректировки равновесия, полученным на основе функции спроса на реальные денежные остатки ($EqCM_r$). Влияние денежного предложения на инфляцию в краткосрочном периоде в обоих случаях учитывается через $Dm2$. Модели инфляции и соответствующие тесты представлены в табл. 5.

Рассмотрим сначала динамическую модель инфляции с механизмом корректировки равновесия, полученным на основе функции спроса на номинальные денежные остатки.²³ Как и в $VEqCM$ без ограничений, модель включает следующие переменные: $Dp(-1)$, $Dm2(-1)$, $Drip(-1)$, $Der(-1)$, $d984$, $EqCM(-1)$. Константа в модели отсутствует, так как ее влияние уже учтено в $EqCM$. Исходная модель не имеет каких-либо проблем спецификации. Приведенные в табл. 5 тесты, не отвергают гипотез об отсутствии автокорреляции остатков, ARCH-эффекта, нормальности распределения остатков, отсутствия гетероскедастичности и правильности выбранной функциональной формы (линейность модели). Затем из модели исключаются статистически незначимые переменные: в нашем случае – $Drip(-1)$. В итоге получаем модель с ограничениями, которая также не имеет проблем спецификации.

В нашей модели на инфляцию оказывают влияние следующие факторы: уровень инфляции с лагом 1, характеризующий инерционность инфляции, обусловленную инфляционными ожиданиями; прирост денежного агрегата $m2$ с

²³ Строго говоря, такой анализ следует осуществлять в рамках системы уравнений. Однако в нашем случае коэффициенты для уравнения инфляции в рамках системы и одного уравнения практически не различаются.

лагом 1, характеризующий влияние номинального денежного предложения в краткосрочном периоде; прирост обменного курса с лагом 1; механизм корректировки равновесия на денежном рынке в номинальном выражении с лагом 1, характеризующий влияния денежного предложения в долгосрочном периоде; фиктивная переменная, отражающая влияние российского финансового кризиса 1998 г.

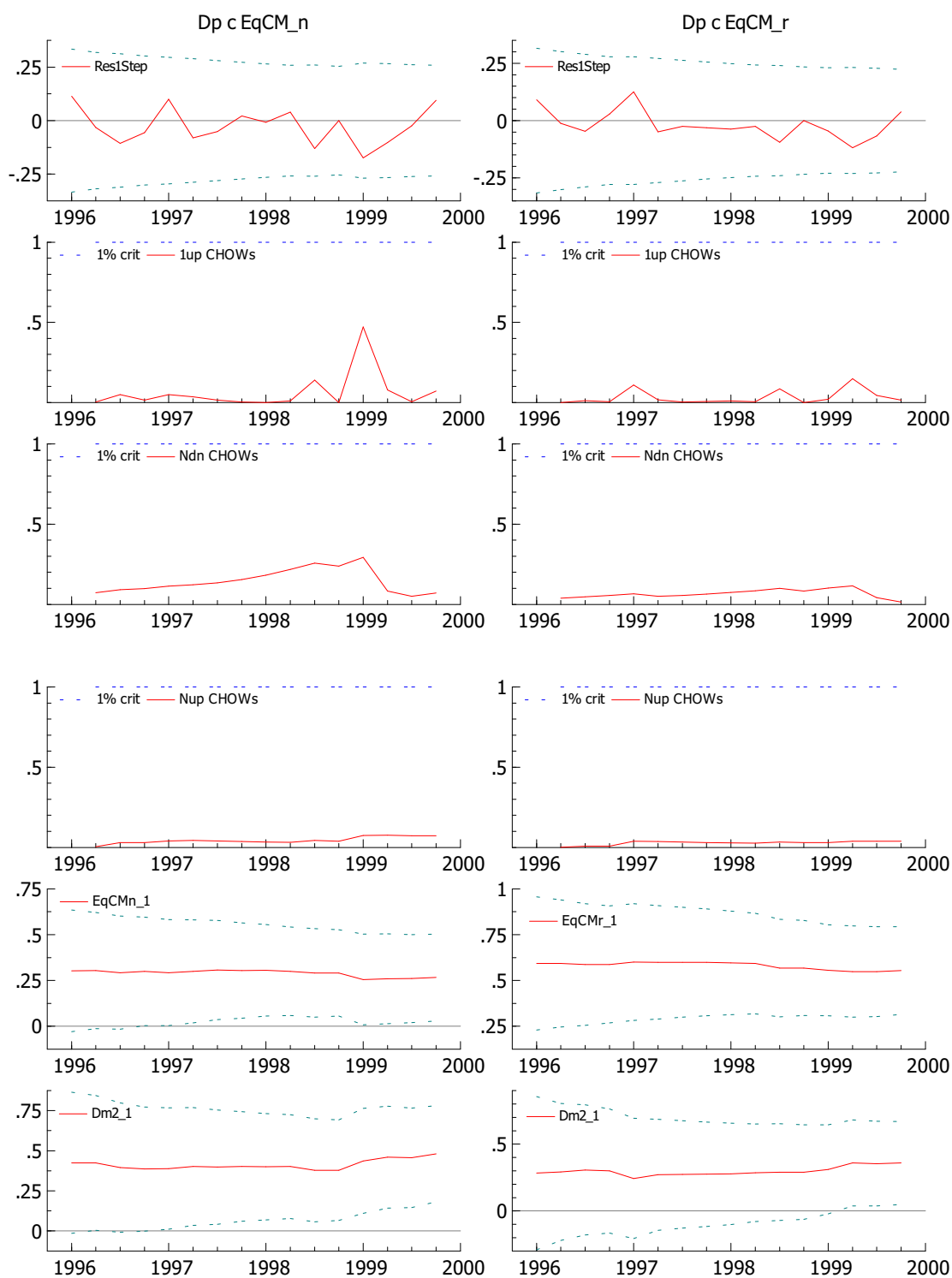
Таблица 5. Влияние монетарных факторов на инфляцию

Переменные	EqCM_n		EqCM_r	
	Dp (без ограничений)	Dp (с ограничениями)	Dp (без ограничений)	Dp (с ограничениями)
Constant	–	–	0,317 (2,940)	0,360 (2,818)
Dp(-1)	0,513 (2,516)	0,528 (3,011)	0,810 (3,974)	0,899 (9,864)
Dm2(-1)	0,481 (3,143)	0,481 (3,207)	0,405 (2,541)	0,359 (2,394)
Drip(-1)	-0,052 (-0,149)	–	0,215 (0,706)	–
Der(-1)	0,308 (2,266)	0,299 (2,544)	0,096 (0,731)	–
d984	0,276 (2,031)	0,277 (2,079)	0,223 (1,860)	0,222 (4,410)
EqCM(-1)	0,264 (2,154)	0,266 (2,250)	0,519 (3,856)	0,554 (3,588)
<i>Тесты ошибки спецификации</i>				
AR 1-3	F(3, 21) = 1,394 [0,272]	F(3, 22) = 1,216 [0,327]	F(3, 20) = 1,302 [0,301]	F(3, 22) = 1,381 [0,275]
ARCH 3	F(3, 18) = 0,846 [0,487]	F(3, 19) = 0,8188 [0,499]	F(3, 17) = 0,681 [0,576]	F(3, 19) = 2,141 [0,129]
Normality	$\chi^2(2) = 3,351$ [0,187]	$\chi^2(2) = 3,222$ [0,200]	$\chi^2(2) = 0,627$ [0,730]	$\chi^2(2) = 2,147$ [0,342]
Hetero	F(11, 12) = 1,087 [0,442]	F(9, 15) = 0,672 [0,722]	F(11, 11) = 2,390 [0,082]	F(7, 17) = 5,102 [0,003]**
RESET	F(1, 23) = 2,485 [0,127]	F(1, 24) = 2,628 [0,118]	F(1, 22) = 4,694 [0,041]*	F(1, 24) = 1,755 [0,198]
Тест ограничений модели	F(1, 24) = 0,022 [0,883]		F(2, 23) = 1,081 [0,356]	
<i>Проверка гипотез</i>				
LM-тест на пропущенную переменную Dm2	F(1, 25) = 10,284 [0,004]**		F(1, 25) = 5,358 [0,029]*	
LM-тест на пропущенную переменную EqCM(-1)	F(1, 25) = 5,065 [0,034]*		F(1, 25) = 21,471 [0,000]**	
LM-тест на пропущенные переменные Dm2 и EqCM(-1)	F(2, 25) = 6,401 [0,006]**		F(2, 25) = 15,399 [0,000]**	

Примечание: t-статистики для коэффициентов модели приведены в круглых скобках, уровни значимости (p-значения) для соответствующих тестов даны в квадратных скобках. Для модели инфляции с ограничениями и EqCM_r рассчитаны t-статистики, устойчивые к гетероскедастичности (см. White (1980)). RESET – тест на линейность, H₀: модель имеет линейную спецификацию (описание данного теста, а также остальных тестов на ошибку спецификации для одного уравнения регрессии, см. в Hendry and Doornik (1999)).

Чтобы проверить значимость монетарных факторов в модели, проведем тест на пропущенную переменную (нулевая гипотеза в данном случае заключается в отсутствии влияния рассматриваемых переменных на инфляцию). Как показывают проведенные тесты, нулевая гипотеза о равенстве нулю Dm2 отвергается на 1% уровне значимости, EqCM_n – на 5% уровне значимости, а совместная гипотеза о равенстве нулю Dm2 и EqCM_n – на 1% уровне значимости. Таким образом, мы получили статистическое подтверждение влияния монетарных факторов на инфляцию в Беларуси. Это влияние имеет место как в краткосрочном периоде через Dm2, так и в долгосрочном периоде через меха-

низ корректировки равновесия EqCM_n.



Примечание: Res1Step – одношаговые рекурсивные остатки регрессии с доверительными интервалами, равными $0 \pm 2\sigma$; 1up CHOWs – одношаговый рекурсивный тест Чоу; Ndn CHOWs – убывающий рекурсивный тест Чоу; Nup CHOWs – возрастающий рекурсивный тест Чоу; 1% crit – линия, нормализующая тесты Чоу на 1% уровне значимости (значения тестов, находящиеся выше 1% пунктирной линии, свидетельствуют о нестабильности модели или наличии резко выделяющихся значений (выбросов)). EqCMn_1, EqCMr_1, Dm2_1 – рекурсивные оценки соответствующих параметров регрессии с расчетными доверительными интервалами, равными $\pm 2\sigma$.

Рис. 8. Рекурсивные оценки стабильности моделей инфляции

Теперь проверим гипотезу о влиянии денежной массы на инфляцию в с точки зрения монетаристского подхода: неравновесие на денежном рынке, характеризующее $EqCM_r$, оказывает статистически значимое влияние на инфляцию. Для этого используется другая спецификация динамической модели инфляции с теми же факторами, но иным механизмом корректировки равновесия, полученным на основе функции спроса на реальные денежные остатки. Кроме того, в данное уравнение регрессии входит константа.

Исходная модель в целом имеет удовлетворительную спецификацию (исключение составляет тест на линейность спецификации). В результате сокращения статистически незначимых факторов получаем влияние практически тех же факторов, однако Der в такой спецификации не оказывает влияния на инфляцию. Итоговая модель хорошо специфицирована. Проблемы с наличием гетероскедастичности решаются путем использования t -статистик, устойчивых к гетероскедастичности.

Значимость монетарных факторов в модели проверяется аналогичным образом. Как видим, тесты отвергают нулевую гипотезу о равенстве нулю $Dm2$ на 5% уровне значимости, $EqCM_r$ – на 1% уровне значимости. Совместная гипотеза о равенстве нулю $Dm2$ и $EqCM_r$ отвергается на 1% уровне значимости. Итак, в рамках данной модели инфляция объясняется чисто монетарными факторами: ростом номинального предложения денег в краткосрочном периоде, неравновесием в реальном исчислении на денежном рынке в долгосрочном периоде, а также инфляционными ожиданиями, обусловленными проводимой денежной политикой.

Стабильность полученных регрессий и влияния монетарных факторов исследовалась при помощи рекурсивных оценок (рис. 8). Как видно из одношаговых рекурсивных остатков и тестов Чоу, полученные модели инфляции являются рекурсивно стабильными на всем изучаемом отрезке времени. Кроме того, коэффициенты, характеризующие влияние монетарных факторов на динамику инфляции также оказываются рекурсивно стабильными. Так, величины $EqCM_p$ и $EqCM_r$ не выходят за 95% доверительные интервалы, на всем интервале являются положительными величинами, а их значения в каждой конкретной точке меняются незначительно (графики фактически представляют собой прямые линии). Аналогичная ситуация наблюдается и для $Dm2$, хотя в модели с $EqCM_r$ наблюдается некоторая неопределенность в отношении знака влияния. В целом можно заключить, что влияние монетарных факторов было статистически значимым и устойчивым на протяжении всего изучаемого периода (особенно это касается долгосрочного периода). Таким образом, гипотеза о монетарной природе инфляции полностью подтверждается на белорусских данных.

5. Заключение

В результате применения коинтеграционного анализа и модели корректировки равновесия для исследования спроса на деньги и инфляции в Беларуси были получены следующие основные результаты.

1) Установлено, что изучаемые переменные $m2$, p , rip , er интегрированы с порядком $I(1)$. Первые разности этих переменных являются стационарными,

т.е. имеют порядок интегрированности $I(0)$. Это позволяет использовать коинтеграционный анализ для выявления долгосрочных связей между указанными переменными. Особо следует отметить, что при определении порядка интегрированности переменных в ряде случаев (m_2 , p и ip) необходимо учитывать влияние структурных сдвигов.

2) Согласно результатам коинтеграционного анализа, в исследуемом периоде существовала долгосрочная функция спроса на номинальные денежные остатки. Полученная долгосрочная зависимость соответствует теоретическим ожиданиям и является стабильной на всем изучаемом интервале времени. Спрос на номинальные денежные остатки в долгосрочном периоде обуславливался уровнем цен, объемом реального промышленного производства и величиной номинального обменного курса.

3) Анализ показал, что подтверждается гипотеза о ценовой гомогенности в долгосрочном периоде (отсутствует денежная иллюзия), что позволяет корректно осуществлять моделирование спроса на реальные денежные остатки.

4) Коинтеграционный анализ указывает на существование в исследуемом периоде функции спроса на реальные денежные остатки. Спрос на реальные денежные остатки в долгосрочном периоде был обусловлен объемом реального промышленного производства и величиной номинального обменного курса. При этом показатель инфляции не входит в долгосрочную зависимость, а оказывает влияние на спрос на реальные денежные остатки лишь в краткосрочном периоде. Полученная долгосрочная зависимость соответствует теоретическим ожиданиям и является стабильной.

5) Анализ показывает, что в рамках модели спроса на номинальные денежные остатки восстановление равновесия на денежном рынке происходит за счет двух переменных m_2 и p , которые в системе являются эндогенными. В рамках модели спроса на реальные денежные остатки равновесие на денежном рынке восстанавливается за счет эндогенных переменных m_2 - p и er . Скорость восстановления равновесия в первом случае составляет около 8 месяцев, во втором – около 6 месяцев.

6) Анализ слабой экзогенности переменных по отношению к параметрам долгосрочной и краткосрочной связи показывает, что моделирование краткосрочных функций спроса на номинальные и реальные денежные остатки с механизмами корректировки равновесия необходимо осуществлять в рамках системы уравнений. Установлено, что и для номинальных, и для реальных денежных остатков существуют хорошо специфицированные и рекурсивно стабильные краткосрочные функции спроса на деньги, имеющие четкую экономическую интерпретацию. Имитационное моделирование восстановления равновесия на денежном рынке в рамках этих моделей в целом согласуются с результатами коинтеграционного анализа. Для возвращения системы на равновесную траекторию в рамках динамической модели с номинальными денежными остатками необходимо сокращение номинальных денежных остатков и повышение уровня цен. В свою очередь в рамках динамической модели с реальными денежными остатками восстановление равновесия происходит за счет сокращения реальных денежных остатков и роста обменного курса. Имитационные расчеты показывают, что корректировка денежного неравновесия в основном происходит за 1-2 квартала, а за последующие 2-3 квартала система полностью возвращается к исходному уровню.

7) Установлено, что неравновесие на денежном рынке (денежные навесы) оказывает влияние на инфляцию. При этом наблюдается весьма интересный эффект: когда на денежном рынке восстанавливалось равновесие, наблюдались пики в динамике инфляции. В свою очередь в периоды относительно невысокой инфляции отмечались наибольшие неравновесия на денежном рынке. Это может объясняться искусственным сдерживанием цен в определенном периоде с последующим их повышением с целью восстановления денежного равновесия. Сказанное может свидетельствовать о наличии в определенных периодах подавленной инфляции вследствие государственного регулирования цен.

8) Анализ в рамках динамических моделей инфляции с механизмами корректировки равновесия полностью подтверждает гипотезу о монетарной природе инфляции в Беларуси. При этом рост денежной массы оказывает влияние на инфляцию как в долгосрочном, так и в краткосрочном периоде. Полученные результаты характеризуются устойчивостью на всем исследуемом временном интервале.

9) Данное исследование показывает, что корректировочные процессы в экономике Беларуси происходят достаточно быстро. При этом период восстановления денежного равновесия существенно меньше, чем весь исследуемый период. Это говорит в пользу приемлемости использования современных эконометрических методов, включая коинтеграционный анализ, для коротких, но относительно информативных временных рядов.

Литература

Adedeji O.S., Lui O. (2000) Determinants of inflation in the Islamic Republic of Iran – A Macroeconomic Analysis, IMF Working Paper, WP/00/127, Washington, International Monetary Fund.

Arize A.C., Malindretos J., Shwiff S.S. (1999) Structural Breaks, Cointegration and Speed of Adjustment: Evidence from 12 LDCs Money Demand, *International Review of Economics and Finance*, 8, 399-420.

Babic A. (2000) The Monthly Transaction Money Demand in Croatia, Working Paper W-5, Croatian National Bank.

Bahmani-Oskooee M., Barry M.P. (2000) Stability of the Demand for Money in an Unstable Country: Russia, *Journal of Post Keynesian Economics*, Summer, vol. 22, No 4, 619-629.

Bierens H.J. (2001) EasyReg International. Department of Economics. Pennsylvania State University.

Campos J., Ericsson N.R. (2000) Constructive Data Mining: Modeling Consumers' Expenditure in Venezuela, International Finance Discussion Paper No 663, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D.C., April.

Choudhry T. (1998) Another Visit to the Cagan Model of Money Demand: the Latest Russian Experience, *Journal of International Money and Finance*, 17, 355-376.

Dickey D.A., Fuller W.A. (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1072.

Coenen G., Vega J-L. (1999) The Demand for M3 in the Euro Area, European Central Bank Working Paper Series, September.

- Doornik J.A., Hendry D.F. (1997) Modeling Dynamic Systems Using PcFiml 9.0 for Windows. London: International Thomson Business Press.
- Doornik J.A., Hendry D.F. (1999) GiveWin. An Interface to Empirical Modelling Timberlake Consultants Ltd.
- Empirical Economics (1998) 23, 263-524.
- Engle R.F., Granger C.W.J. (1987) Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- Egoume-Bossogo P. (2000) Money Demand in Guyana, IMF Working Paper, WP/00/119, Washington, International Monetary Fund.
- Ericsson N.R. (1998) Empirical Modeling of Money Demand, *Empirical Economics*, 23, 295-315.
- Ericsson N.R., Hendry D.F., Mizon G.M. (1998) Exogeneity, Cointegration and Economic Policy Analysis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 370-378.
- EViews 4 User's Guide (2001), Quantitative Micro Software, LLC.
- Fuller W.A. (1976) Introduction to Statistical Time Series. New York: John Wiley.
- Golinelli R., Pastorello S. (2001) Modeling the Demand for M3 in the Euro Area, May 5, mimeo at <http://www.spbo.unibo.it/pais/golinelli/macro.html>.
- Gonzalo J. (1994) Five Alternative Methods of Estimation Long-run Relationships, *Journal of Econometrics*, 60, 203-233.
- Hayo B. (2000) The demand for Money in Austria, *Empirical Economics*, 25, 581-603/
- Hendry D.F., Doornik J.A. (1999) Empirical Econometric Modelling Using PcGive: Volume 1. Timberlake Consultants Ltd.
- Hendry D.F., Juselius K. (2001) Explaining Cointegration Analysis: Part II, *The Energy Journal*, 22, 75-120.
- Hendry S. (1995) Long-Run Demand for M1, Bank of Canada Working Paper 95-11.
- International Monetary Fund (2000) Republic of Belarus: Recent Economic Developments and Selected Issues, IMF Staff Country Report No 00/153, Washington, November.
- Johansen S. (2000) Modelling of Cointegration in the Vector Autoregressive Model, *Economic Modelling*, 17 359-373.
- Johansen S. (1994), The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables, *Econometric Reviews* 13, 205-229.
- Johansen S. (1991) Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica* 59, 1551-1580.
- Johansen S., Juselius K. (1990) Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210
- Johansen S. (1988) Statistical Analysis of Cointegrating Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- Jonsson G. (1999) Inflation, Money Demand, and Purchasing Power Parity in South Africa, IMF Working Paper, WP/99/122, Washington, International Monetary Fund.
- Kalra S. (1998) Inflation and Money Demand in Albania, IMF Working Paper, WP/98/101, Washington, International Monetary Fund.
- Korhonen I. (1998) A Vector Error Correction Model for Price, Money, Output and Interest Rate in Russia, *Review of Economics in Transition*, Bank of Finland, 5,

33-44.

Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P., Shin Y. (1992) Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.

Liu O., Adedeji O.S. (2000) Determinants of Inflation in the Islamic Republic of Iran – A Macroeconomic Analysis, IMF Working Paper, WP/00/127, Washington, International Monetary Fund.

Nachega J-C. (2001) A Cointegration Analysis of Broad Money Demand in Cameroon, IMF Working Paper, WP/01/26, Washington: International Monetary Fund.

Osterwald-Lenum M. (1992) A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood of Cointegration Rank Statistics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-471.

Otero J., Smith J. (2000) Testing for Cointegration: Power Versus Frequency of Observation – Further Monte Carlo Results, *Economic Letters*, 6, 5-9.

Perron P. (1997) Further Evidence on Breaking Trend Function in Macroeconomic Variables, *Journal of Econometrics*, 80, 355-385.

Petursson T. (2000) The Representative Household's Demand for Money in a Cointegrated VAR Model, *Econometrics Journal*, 3, 162-176.

Phillips P.C.B., Perron P. (1988) Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75, 335-346.

Reimers, H.E. (1992). Comparisons of tests for multivariate cointegration. *Statistical Papers*, 33, 335–359.

Rother P.C. (2000) Inflation in Albania, IMF Working Paper, WP/00/207, Washington, International Monetary Fund.

Scharnagl M. (1998) The Stability of German Money Demand: Not Just a Muth, *Empirical Economics*, 23, 355-370.

Sriram S. S. (1999a) Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Models, IMF Working Paper, WP/99/64, Washington, International Monetary Fund.

Sriram S.S. (1999b) Demand for M2 in an Emerging-Market Economy: An Error-Correction Model for Malaysia, IMF Working Paper, WP/99/173, Washington, International Monetary Fund.

White H. (1980) A Heteroskedastic-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica*, 48, 817-838.

Urbain J-P. (1992) On Weak Exogeneity in Error Correction Models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 187-208.

Yang S. (2001) Estimation of Russian Money Demand Using a General to Specific Modeling Methodology and Johansen's Cointegration Analysis, Working paper, January 1, <http://depts.washington.edu/reecas/events/conf2001/papers01/yang.pdf>.

Квартальные расчеты валового внутреннего продукта: 1992-1999 (2001) Мн.: Министерство статистики и анализа Республики Беларусь.

Пелипась И.В. (2000) Денежная масса и цены в Беларуси: результаты эконометрического анализа, *Квартальный бюллетень клуба экономистов*, Выпуск 3, Мн.: «Пропилеи», 5-38.

Ярцева А.В. (2000) Стабильность функции спроса на деньги в Республике Беларусь и выбор оптимальных инструментов Национальным банком, *Квартальный бюллетень клуба экономистов*, Выпуск 3, Мн.: «Пропилеи», 56-75.