

ISSN 1519-4612

Universidade Federal Fluminense  
**TEXTOS PARA DISCUSSÃO**  
**UFF/ECONOMIA**

Universidade Federal Fluminense  
Faculdade de Economia  
Rua Tiradentes, 17 – Ingá – Niterói (RJ)  
Tel.: (0xx21) 2629-9699 Fax: (0xx21) 2629-9700  
<http://www.uff.br/econ>  
[esc@vm.uff.br](mailto:esc@vm.uff.br)

**Estimações de Demanda Por Moeda  
para o Brasil: Uma Resenha**

**Fabiana Conceição Figueiredo\***  
**Luiz Fernando Cerqueira\*\***

TD 283  
Fevereiro/2012

© \*Mestranda da Pós-Graduação em Economia da UERJ

\*\* Professor da Faculdade de Economia/UFF. E-mail: lcer@uol.com.br.

**RESUMO**

A proposta central deste trabalho é comentar e estudar alguns trabalhos empíricos sobre a demanda por moeda no Brasil.

Em linhas gerais, trata-se de um estudo sobre a demanda por moeda no Brasil e as metodologias utilizadas por alguns autores, para elaborar uma função de demanda por encaixes monetários com dados brasileiros e investigar seu comportamento ao longo de um dado período. Deu-se grande ênfase aos estudos que estimaram uma função demanda por moeda utilizando séries econômicas do período compreendido entre os anos 70 e 80, duas décadas marcadas por políticas econômicas frustradas – especialmente as de cunho monetário – e também pela alta inflacionária ocasionada pelo aumento da dívida pública. No decorrer do trabalho serão apresentadas resenhas de quatro autores que estudaremos mais minuciosamente. Destaca-se no último capítulo um estudo comparativo entre os trabalhos dos autores resenhados.

**PALAVRAS CHAVE:** Modelos Econométricos, Demanda por Moeda, Testes de hipóteses.

**JEL:** C22, C52, E31, E41.

**ABSTRACT**

The purpose of this paper is to study and comment on some empirical work on money demand in Brazil.

In general, this is a study on the demand for money in Brazil and the methodologies used by some authors to develop a demand function for money balances to Brazilian data and investigate their behavior over a given period. It was given great emphasis to studies that have estimated a money demand function using economic series for the period between 70 and 80, two decades marked by failed economic policies – especially the nature of money – and also by high inflation caused by increased public debt. During the work will be submitted reviews of four authors to be studied more thoroughly. Stands in the last chapter a comparative study of the works of the authors reviewed.

**KEY WORDS:** Econometric Models, Money, Demand for Money, Test hypotheses

**RESUMO**

## SUMÁRIO

INTRODUÇÃO .....	9
1 – DEMANDA POR MOEDA NO BRASIL .....	11
1.1 – Breve Estudo sobre as especificações para a demanda por moeda no Brasil. ....	11
2 – DEMANDA POR MOEDA NO BRASIL: RESENHA EMPÍRICA.. ....	19
2.1 –Teixeira (1991).....	19
2.2– Triches (1992).....	23
2.3 – Cerqueira (1993) .....	29
2.4 – Nakane (1994).....	34
3 – BREVE ESTUDO DOS TRABALHOS RESENHADOS.....	37
3.1 –Considerações sobre os trabalhos resenhados .....	37
3.2 - Comparação metodológica e de resultados .....	40
CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	55
REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA.....	57

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

1 – Quadro 1 Quadro comparativo dos estudos resenhados.....	50
---	----

## INTRODUÇÃO

A discussão sobre a demanda de moeda é antiga, remontando desde os economistas clássicos. Já naquela época, investigava-se a razão em demandar moeda por parte dos agentes econômicos e quais variáveis econômicas estariam envolvidas nesta questão. Ao longo do tempo, tais estudos foram se sofisticando, sendo requeridas a utilização de métodos estatísticos, pois o estudo do comportamento da curva demanda de moeda é a base de políticas econômicas de cunho monetário, e desta forma, um estudo estatístico por parte das autoridades monetárias, é vital para a boa condução de política monetária. Para tanto, é preciso formular uma função demanda por moeda estável, o que significa obter uma equação com um bom grau de ajustamento e com precisão dos parâmetros estimados.

No tocante ao caso brasileiro, que é o mote desta monografia, porém, observa-se a inexistência de resultados conclusivos de demanda de moeda e, conseqüentemente, de política monetária, nos trabalhos aqui resenhados, que tratam da demanda de moeda nos anos 70 e 80, majoritariamente. Estudar-se-á, neste trabalho, as razões para a discrepância de resultados. é a mais evidente e discutida dentre os trabalhos tratados nesta monografia. Tal questão foi suscitada por Cardoso (1981) e mais evidenciada por Rossi (1988). Porém, autores como Pereira (1989) e Pastore (1991) criticam os resultados de Rossi. Estudos posteriores, que serão tratados mais a fundo, retomaram este debate. Teixeira (1991), por exemplo, corrobora, até certo ponto, os resultados de Rossi (1988) e Cerqueira (1993), por sua vez, reafirma a conclusão de Pastore (1991).

Quanto a potenciais variáveis argumentos para a função demanda por moeda, Nakane (1994), desenvolveu um estudo a respeito e concluiu que no caso brasileiro, a utilização de variáveis explicativas tradicionais – taxa de inflação, taxa de juros e PIB – não são suficientes para explicar a demanda por moeda no período de 1974 à 1988, período de alta variação inflacionária. O prêmio do dólar no mercado paralelo, foi a variável tida como omitida.

O presente trabalho ater-se-á a estudos de demanda por moeda essencialmente empíricos, não sendo contempladas as visões teóricas, abordadas em

diversos outros estudos. O objetivo central desta monografia é tecer ponderações sobre estudos ainda não resenhados, mas de grande relevância, e que, em menor ou maior grau, são diferentes e até divergentes em seus resultados. Serão examinadas, do ponto de vista dos autores, cujos trabalhos serão relatados no capítulo 2, questões relativas às variáveis macroeconômicas mais influentes para a função demanda por moeda brasileira.

Para atingir tais metas organizou-se este trabalho da seguinte forma: no capítulo um foi elaborado um estudo sobre as diversas estimativas de demanda por moeda no Brasil do período 1968-1991. O objetivo deste estudo é de resgatar trabalhos importantes e que dão uma certa medida do comportamento da demanda por moeda no Brasil, além das divergências quanto ao método e aos resultados alcançados. Trata-se de um estudo meramente expositivo, tentando, na medida do possível, destacar métodos, dados e resultados obtidos em cada estudo. Estes trabalhos, de certo modo, estão relacionados entre si, já que muitos artigos tiveram por objetivo avaliar estudos precedentes.

No capítulo dois são apresentadas resenhas sobre os trabalhos de Teixeira (1991), Triches (1992), Cerqueira (1993) e Nakane (1994). Os trabalhos mencionados foram escolhidos por dois motivos: 1) estarem inter-relacionados, pois tecem críticas a modelagem e aos resultados de Rossi (1988) e Pastore (1991); desse modo percebeu-se a importância de dar prosseguimento a questão. 2) há citação direta – logicamente obedecendo a cronologia – entre os autores, o que possibilita realizar um estudo comparativo no capítulo seguinte.

No capítulo três são feitas as devidas comparações de caráter econométrico, buscando divergências e convergências, bem como as respectivas conclusões.

Neste trabalho o objetivo foi fazer um breve estudo sobre as estimações de demanda de moeda, cujo período em análise abrangesse uma das épocas mais conturbadas da economia brasileira: os anos 80. Neste sentido, conclui-se ser desnecessário ou até improdutivo tentar estimar uma equação de demanda por moeda, em consequência de séries fortemente influenciadas pelas Políticas Econômicas dos

anos 80, logo, as informações estatísticas são pouco refinadas, o que tornaria a tentativa demasiadamente complexa para o escopo desta monografia, com grande risco de incorrer em resultados inconclusivos e/ou precipitados e além do mais as conclusões retiradas dos trabalhos em estudo são suficientes numerosas para concluir que a demanda, no período em análise se contraiu, devido a inovações financeiras e também a inflação.

Capítulo 1 Demanda por Moeda no Brasil

1.1 - Breve Estudo sobre as especificações para a demanda de moeda no Brasil

Este estudo abrange os trabalhos elaborados no período 1968-1991. Grande parte dos trabalhos aqui descritos, já foram resenhados por outros autores<sup>1</sup>; logo o objetivo desta seção é de estudar de maneira sucinta os diversos estudos empíricos sobre demanda por moeda no Brasil, de modo a abranger alguns trabalhos pioneiros e relacionados entre si. Trata-se de um estudo não comparativo, mas meramente expositivo, especialmente no que diz respeito a conclusões e resultados obtidos.

Para alguns autores:

As evidências, de maneira geral, sobre os resultados [estimados para o Brasil] parecem ser menos claras quando comparadas a de países que possuem informações estatísticas mais refinadas. (...) Barbosa(1978) aponta que não existe qualquer evidência sobre o conceito de moeda que melhor define a função demanda. (BARBOSA<sup>2</sup>, 1978 apud TRICHES, 1992, p.35-37)

Segundo SAES<sup>3</sup> (2001, apud LEMGRUBER, 1976), Pastore (1969) foi o pioneiro na chamada “econometria monetária” no Brasil. [Deste modo], (...)abriu-se (...) uma linha de pesquisa que envolveu outros economistas”.(p.84). Porém, Fishlow (1968), já havia feito uma estimação de demanda por moeda no Brasil, período que se estende de 1948 à 1967, considerando que a moeda tem o mecanismo de ajustamento do tipo parcial e que os agentes, no tocante à inflação, não erram em sua formação de expectativas. Seus resultados, segundo Barbosa, F.H. *a priori*, estavam de acordo com a teoria quantitativa da moeda. Fishlow encontrou elasticidades renda de longo prazo inferiores à unidade, embora tenha sido aceita a hipótese de elasticidade renda igual à um em uma das equações. O autor também encontrou elasticidades de longo prazo da

---

1

Resenhados, ou ao menos citados inclusive por autores que foram matéria da resenha da seção a seguir.

<sup>2</sup> BARBOSA, Fernando de Holanda. *Demanda de moeda no Brasil: Uma resenha da evidência empírica*. Rio de Janeiro: Pesquisa e Planejamento Econômico, 1978. v. 8, 49 p.

<sup>3</sup> LEMGRUBER, A.C. *Ensaio sobre moeda e inflação na RBE*. Revista Brasileira de Economia, v. 31, n. 4, out./dez. 1977.

demanda de moeda em relação à taxa de inflação esperada muito baixas. (FISHLOW<sup>4</sup> apud BARBOSA, F.H., 1978, p. 58)

Pastore (1969), por sua vez, utilizou dois tipos de especificação: a primeira, baseada no conceito de inflação esperada igual à inflação observada no período anterior e na segunda, utilizou a taxa de inflação esperada dada pelo mecanismo de expectativa de Cagan. Estimou ambas pelo método de mínimos quadrados ordinários, porém obteve estimativas não satisfatórias, devido a ineficiência destes estimadores e a correlação serial dos resíduos. Em seguida, utilizou as variáveis em primeiras diferenças. O autor testou a hipótese de a demanda por moeda depender da taxa de juros nominal, mas não foi testada a hipótese de que a taxa de inflação esperada e a taxa de juros nominal seriam variáveis explicativas na demanda por moeda (PASTORE<sup>5</sup> apud TEIXEIRA, 1991, p. 29 - 30).

Simonsen (1970) elaborou sua primeira regressão em termos per capita, sendo a moeda real função apenas da renda real. Obteve elasticidade-renda muito baixa, o que pode ser tratado como um erro de especificação, tendo como consequência, “um viés para baixo na elasticidade-renda da moeda”. Nas regressões seguintes renda real e taxa de inflação esperada são argumentos que explicam a demanda por moeda. Simonsen obteve elasticidade-renda inferior à um, o que foi considerado, pelo autor, algo surpreendente do ponto de vista teórico. Já na quarta regressão, introduziu-se a taxa de juros como variável explicativa, além das outras anteriormente citadas. Os sinais estavam de acordo com o verificado na teoria, porém a taxa de juros não foi tida como significativa pelos testes, provavelmente pela existência de multicolinearidade ao se introduzir simultaneamente, taxa de juros nominal e taxa de inflação esperada. Ainda estimou duas regressões sob a hipótese de elasticidade-renda da moeda igual a um, mesmo considerando tal hipótese discutível em termos empíricos. (SIMONSEN<sup>6</sup> apud TEIXEIRA, 1991, p. 30-31)

Já Silveira (1970), em seu artigo, analisou um modelo contendo a moeda, conceito M1 como variável dependente, a taxa de inflação esperada, segundo o mecanismo adaptativo de Cagan, além do produto. Estimou-a utilizando dados mensais,

---

<sup>4</sup> FISHLOW, A. *The Monetary Policy in 1968*. Rio de Janeiro: Ipea, 1968, mimeo.

<sup>5</sup> PASTORE, A.C. *Inflação e Política Monetária no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1969, vol. 23, p. 92-123.

<sup>6</sup> SIMONSEN, M.H. *Inflação-Gradualismo x Tratamento de Choque*. Rio de Janeiro: Apec, 1970

trimestrais e anuais. Seu trabalho comprova a tendência de crescimento do coeficiente de ajustamento de Cagan na presença de maiores taxas de inflação, de tal forma que os agentes econômicos passam a perceber a inflação com maior antecedência e, em consequência, a formar suas expectativas com maior ênfase na experiência mais recente (SILVEIRA<sup>7</sup> apud TEIXEIRA, 1991, p. 32-33).

Silva (1972), por sua vez, utilizou um modelo semelhante ao de Silveira (1971), construiu sua taxa de inflação esperada pelo modelo ARIMA. Seus resultados demonstraram que a sensibilidade-renda de longo prazo é menor que a unidade e obteve coeficientes significativos para a taxa de inflação esperada. (SILVA<sup>8</sup> apud TEIXEIRA, 1991, p. 34).

O estudo de Pastore (1973) “pretendeu mostrar que a variação dos preços depende da variação presente e passada da oferta monetária”. (PASTORE<sup>9</sup> apud TRICHES, p.37). Utilizou, em sua primeira linha de pesquisa dados trimestrais para o período 1954-1969 em seu trabalho e dados defasados em até dois períodos para a inflação, *proxy* do produto e moeda<sup>10</sup>. Avaliou a estabilidade dos parâmetros via modelo MQO. Numa segunda linha de pesquisa, avaliou a velocidade-renda da moeda, com dados defasados para a inflação, produto e velocidade-renda. Segundo Barbosa (1978, apud TEIXEIRA, 1991, p.35-37), a principal inovação deste trabalho foi o mecanismo de ajustamento entre a caixa real existente e a desejada, especificado no modelo de demanda de moeda. Em sua última linha de pesquisa, Pastore utiliza uma variável para a inflação esperada, *proxy* do produto, dados defasados para a moeda e moeda diferenciada.<sup>11</sup>(PASTORE<sup>12</sup> apud TEIXEIRA, 1991, p.35-37).

Já Contador (1974) admitiu como constante a taxa de juros real, a renda permanente foi tida como igual à renda atual e a moeda real seria igual a moeda atual,

<sup>7</sup> SILVEIRA, A. M. *The Demand for Money: The Evidence from the Brazilian Economy*. Journal of Money, Credit and Banking, 1973, vol.5, p. 113-140.

<sup>8</sup> SILVA, A. M. da. *Demanda de Moeda e Taxa Esperada de Inflação: Um Estudo Empírico de Argentina, Brasil, Chile e EUA*. São Paulo: Estudos Econômicos, IPE – USP, 1973, vol. 3, n. 3 p. 59-101.

<sup>9</sup> PASTORE, A. C. *Aspectos da Política monetária recente no Brasil*. São Paulo: Estudos Econômicos, IPE – USP, 1973, v. 3, n. 3, p. 7-58.

<sup>10</sup> A definição de moeda fora do sistema bancário, depósitos à vista e depósitos a prazo

<sup>11</sup> Os resultados podem ser vistos em Teixeira (1991, p.)

<sup>12</sup> PASTORE, A. C. *Aspectos da Política monetária recente no Brasil*. São Paulo: Estudos Econômicos, IPE – USP, 1973, v. 3, n. 3, p. 7-58.

sendo a taxa de juros nominal e a taxa de inflação construídas por processos estocásticos ARIMA. Utilizou dados mensais para o período 01/70 à 09/73, sendo M1 o conceito de moeda utilizado. Neste trabalho, não fora rejeitada a hipótese de a taxa de juros nominal e taxa de inflação esperadas serem variáveis que explicassem a demanda de moeda, apesar das baixas elasticidades-renda. (CONTADOR<sup>13</sup> apud TRICHES, 1992, p.)

Já Prado (1978, p.781), em seu estudo, teve como objetivo:

preencher uma lacuna apontada por Barbosa (1978) (...) [quanto] à inexistência ainda de estudo sobre a questão da forma funcional e à possibilidade de utilização da transformação Box-Cox na solução do problema, a qual permite encontrar empiricamente, através do próprio processo de estimação, a especificação funcional mais conveniente.

Segundo Prado, p. 792, as formas funcionais de demanda por moeda, estimadas pelo método Box-Cox:

ficam numa região em torno daquelas comumente utilizadas em econometria, não se afastando em demasia da forma linear e logarítmica. Indicam também que a indecisão entre essas duas especificações(...), não pode ser dirimida (PRADO, 1978, p. 781)

Teixeira e Klein (1978, apud TRICHES, 1992, p.36-37) propuseram-se a identificar as variáveis-preço que mais se adequassem à função de demanda de moeda, sob a hipótese da não efetivação da proibição de pagamentos de juros sobre depósitos à vista, e “a analisar a interdependência entre a demanda por encaixes reais e a oferta de moeda”. A economia brasileira foi investigada no período 1950 e 1972 com observações anuais para meios de pagamento, renda permanente, depósitos à vista (retorno marginal da moeda) e taxa de juros de curto prazo. O modelo foi estimado com o método MQO e a forma funcional utilizada foi a semilogarítmica. Estes autores, além de mostrarem que a variável pagamento de juros sobre a moeda efetuado pelos bancos indiretamente ajuda a melhorar sensivelmente o desempenho da função demanda, apontaram ainda que a variável renda permanente tem um desempenho superior ao da renda corrente e do nível de riqueza na explicação da demanda por moeda.

Cardoso (1981), por sua vez, conclui que a taxa de inflação não é uma variável muito importante para explicar os estoques dos saldos monetários demandados.

---

<sup>13</sup> CONTADOR, Cláudio R. *A exogeneidade da oferta de moeda no Brasil*. Rio de Janeiro: Pesquisa e Planejamento Econômico, IPEA, 1978a. v.8, n. 2, p. 475-504.

\_\_\_\_\_. *O conceito de moeda no Brasil: Uma sugestão*. Rio de Janeiro: Pesquisa e Planejamento Econômico, IPEA, 1978b. v. 8, n. 3, p. 599-620.

\_\_\_\_\_. *O conceito de moeda no Brasil: metodologia e evidência*. Rio de Janeiro: Coppead/UFRJ, 1980 (Relatório Técnico, 30).

Primeiro investigou se existia economias de escala na demanda por saldos monetários e que a inflação pertenceria à tal função, além de verificar “o custo de ajustamento entre os saldos monetários desejados e possuídos”. Em sua especificação, usou a formulação logaritma neperiana, utilizando dados trimestrais para meios de pagamento, taxa de inflação, taxa de juros<sup>14</sup> e renda real. Para Cardoso, o fato de ter utilizado a taxa de inflação observada como *proxy* da esperada, resultou numa estimação ruim, com correlação serial. Adotou-se, então, o método das Variáveis Instrumentais valores defasados da inflação esperada como variáveis instrumentais, dada a não correlação serial dos erros e da correlação da variável inflação esperada. Por último, as regressões foram obtidas por MQO e Corc<sup>15</sup> para os casos que apresentavam correlação serial. (CARDOSO<sup>16</sup> apud TRICHES, 1992, p.36)

Cysne (1984) (apud TEIXEIRA, 1991, p.), utilizando dados de 1979 à 1983 em seu trabalho, deu ênfase no papel desempenhado pelo surgimento de inovações financeiras e aumento da liquidez de ativos não monetários. Afirmou que a moeda<sup>17</sup> não é causa do crescimento do nível de preços. Critica a hipótese de que as elevadas expectativas de inflação associadas a restrições advindas do relacionamento com o setor externo determinarem, para um dado nível de renda, a redução dos índices de liquidez real. Para Cysne o problema era que a redução de tal índice ultrapassasse os limites determinados pelo aumento das taxas de juro.

Darrat (1985), consciente da necessidade de uma função por encaixes reais estável, analisou a metodologia usada por Cardoso para o mesmo período, bem como suas conclusões acerca do papel da renda real, da taxa de juros nominal e da taxa de inflação. Para tal, realizou testes de estabilidade<sup>18</sup> para as estimações de Cardoso, não obtendo bons resultados. Em seguida, utilizando o método de Almon concluiu que a taxa

<sup>14</sup> Utilizou taxas de juros das letras de câmbio de 180 e 360 dias.

<sup>15</sup> Método de Cochrane Orcutt.

<sup>16</sup> CARDOSO, Eliana A. *Uma Equação de Demanda de Moeda no Brasil*. Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, n. , p.617-636, 1 dez. 1981.

<sup>17</sup> Cysne faz uma digressão a respeito do melhor conceito de moeda para a estimação da equação por encaixes reais. Conclui que, para o caso brasileiro, o conceito monetário que admita como modelo a equação quantitativa da moeda, pode gerar distorções na estimação, logo, é necessário cautela para determinar um conceito ideal de moeda, dado que apresenta para o Brasil, no período em análise, taxas de inflação superiores a de países que não apresentam altas taxas de inflação por longos períodos. O ideal, segundo ele, seria utilizar conceito de moeda a partir de um modelo mais abrangente, composto de um sistema de equações que levasse em conta todas as variáveis relevantes à análise.(p.?)

<sup>18</sup> Os testes foram de Chow e Farley-Hinch. (BARBOSA, M.,1992, p.24)

de inflação é uma variável relevante para a função em questão (apud BARBOSA, M., 1992, p.24-25). Porém, segundo Valls, em sua especificação foram omitidos os fatores sazonais, logo sua equação não estava bem especificada (DARRAT<sup>19</sup> apud BARBOSA, M., 1992, p.25).

Harris (1985) conclui que não existe de uma conceituação definitiva para o que é chamado de moeda. Para ele, a medida que o setor financeiro vai se sofisticando, novos ativos que desempenham o papel de moeda vão surgindo. Porém, concorda que conceito mais próximo da definição de moeda no longo e no curto prazos é o papel moeda em poder do público. (HARRIS<sup>20</sup> apud TRICHES, 1992, p. 36)

Guilhoto (1986) cujo trabalho se estende de 1970/83, com dados trimestrais, incluído várias agregações, calculou a taxa de inflação e a renda esperada pelo mecanismo de expectativas adaptativas, comparando-se em seguida os resultados com os obtidos pelo método ARIMA, sendo as séries ajustadas sazonalmente. Com o método MQO estimou a equação da demanda por encaixes reais, verificou a estabilidade dos parâmetros estruturais com o teste de Chow. Para Guilhoto a demanda de moeda somente é estável se o conceito amplo de moeda for utilizado. Ele aceita que, como a elasticidade renda de curto prazo bastante alta, há economias de escala em reter moeda. (GUILHOTO<sup>21</sup> apud TRICHES, p. 36)

Rossi (1988) investigou a estabilidade da função demanda [de moeda] com dados trimestrais no período 1966/85, empregando modelo e variáveis iguais à de Cardoso (1981) e o teste de Chow mais o método MQO como Harris (1985). Concluiu que a função demanda apresenta gradativa queda especialmente após 1980. Essa instabilidade deve-se, segundo ele, basicamente às inovações financeiras, à elevação da taxa de juro, aos choques de oferta de matéria prima e à mudança de rendimentos da caderneta de poupança de trimestral para mensal. Encontrou a elasticidade-renda superior à um (apud TRICHES, 1992, p.37). Rossi, porém, concluiu que a função demanda de moeda estimada não deveria ser utilizada para previsão de política

---

<sup>19</sup> DARRAT, A. F. *The Demand for money in Brazil: some further results*. [s.l.] Journal of Development Economics, 18 (2-3): p. 485-491. 1985.

<sup>20</sup> HARRIS, Jonh A. Q. *Evolução e definição de moeda*. Rio de Janeiro: FGV, 1985.

<sup>21</sup> GUILHOTO, Joaquim J. M. *Aggregate demand for narrow and broad money: a study for the Brazilian economy - 1970-1983*. São Paulo: IPE-USP, jan. 1986 (Trabalho para Discussão Interna)

econômica sobre a demanda de moeda agregada. (ROSSI<sup>22</sup> apud TEIXEIRA, 1991,p.58-59). Embora a citada instabilidade tenha se dado em decorrência de uma especificação inadequada, conclui pela rejeição da forma linear em favor da logarítma. (Rossi, 1988, p. 47-48)

Já Calomiriz e Domowitz (1989), mostraram as relações existentes entre a política de financiamento governamental, inflação e demanda e oferta reais dos ativos financeiros. Utilizaram um modelo de steady-state de mercado de moeda e o período em análise foi 1972 à 1981, com dados anuais. O artigo é inovador, pois enfatiza a endogeneidade da demanda de moeda no Brasil, construindo-se uma função estável, com variáveis que retraram as mudanças ocorridas no sistema financeiro. Ressalva-se, porém que o período em análise é insuficiente para detectar possíveis mudanças institucionais, dado que o processo de inovações financeiras ocorreu ao longo da década de 1980, quando a expansão de ativos indexados e com alta liquidez foi ocasionada pela aceleração inflacionária juntamente com a necessidade de financiamento do setor público. (CALOMIRIZ e DOMOWITZ<sup>23</sup> apud BARBOSA M. C., 1992, p. 41-45)

Pereira (1989), utilizando dados trimestrais para a demanda por moeda no Brasil, propôs o método de co-integração no período compreendido entre 1967(3) e 1987(2), dada a dificuldade de se obter estimativas corretamente especificadas. Em seu trabalho concluiu que a instabilidade obtida por Rossi (1988) teria se dado em decorrência de má-especificação. Detectou quebra de função de demanda entre 1978(1) e 1980(2), não encontrando outra quebra após 1980(2), contrariando a afirmação de Rossi (1988). Pereira sugeriu que as inovações financeiras e a série de produto formada por outras séries diferentes a partir de 1980(1), podem ser as causas da quebra encontrada por Rossi.( PEREIRA<sup>24</sup> apud TEIXEIRA, 1991, p.61)

Giambiagi e Pereira (1990), utilizaram dados trimestrais compreendidos entre 1981(3) e 1988(3). Foi adotado o seguinte modelo:  $|B/Y|_t = k(1 + \Pi_e) - \alpha$ , onde B

---

<sup>22</sup> ROSSI, José W. *A demanda por moeda no Brasil: o que ocorreu a partir de 1980?* Rio de Janeiro: Pesquisa e Planejamento Econômico, IPEA, v. 18, n. 1, p. 37-45, abr. 1988.

<sup>23</sup> CALOMIRIS e DOMOWITZ. *Asset Substitutions, Money Demand and the Inflation process in Brazil*. Journal of Money, Credit and Banking, 1989

<sup>24</sup> PEREIRA, P. L. V. *Cointegração: uma resenha com aplicações a séries brasileiras*, [s.l.]. Revista de Econometria, 1989.

é a base monetária média trimestral  $Y$  PIB trimestral a preços correntes.  $\Pi$  é a inflação trimestral anualizada. Testou-se a hipótese de grau de homogeneidade de grau um da elasticidade-renda de longo prazo, sendo esta não rejeitada. Dada a baixa potência do teste de co-integração, modelaram sua equação em seguida, utilizando quatro defasagens para a inflação e a base monetária real. (GIAMBIAGI e PEREIRA<sup>25</sup> apud TEIXEIRA, 1991, p.64).

Enfim, Pastore (1991) utilizando o mesmo período pesquisado por Rossi (1988) analisou os limites para o financiamento de um déficit público permanente com a expansão da base monetária e os efeitos, sobre as taxas de inflação, de uma regra de reação da autoridade monetária que busca gerar um dado grau de senhoriagem. (...).Concorda quanto a possibilidade de a demanda por moeda ter se contraído a partir de 1980, porém, não discorda ou desconsidera que, a partir de 1976, ela tenha se encolhido e de modo gradativo, algo não aventado por Rossi. Também diverge quanto a utilização da estatística de Chow para a observação da quebra estrutural. Rossi (1988) utilizou-a para este fim, no entanto, Pastore (1991) considera impossível observar uma possível quebra estrutural por este recurso, pois em seus testes foram verificados a não aleatoriedade dos resíduos das equações de Rossi. Conclui pela significância estatística para a taxa de inflação, mesmo na presença da taxa de juros. O autor sugeriu uma elasticidade renda inferior a um, sem, no entanto rejeitar a hipótese de esta ser unitária. (PASTORE<sup>26</sup> apud TEIXEIRA, 1991, p.66 e 72).

---

<sup>25</sup> GIAMBIAGI, F. e Pereira, P.V.L. *Déficit público e inflação: o caso brasileiro*. Pesquisa e Planejamento Econômico. Rio de Janeiro: IPEA, v. 20, n. 1, abr. 1990.

<sup>26</sup> PASTORE, A. C. *Déficit público e inflação: uma resenha*. mimeo, 1991.

## Capítulo 2 Demanda por Moeda no Brasil: Resenha Empírica

### Introdução

Nesta seção, encontram-se resenhados alguns dos importantes estudos econométricos sobre a demanda de moeda no Brasil, realizados na década de 1990-2000<sup>27</sup>, dentre eles Teixeira (1991), Triches (1992), Cerqueira (1993), Nakane (1994).

### 2.1 - Teixeira (1991): Demanda de Moeda no Brasil: A comprovação de seu deslocamento

O trabalho de Teixeira buscou verificar possíveis alterações nos níveis de demanda de moeda e uma provável quebra estrutural para o período 1970 – 1989. Para tal, reestimou a função demanda de moeda anteriormente elaborada por Rossi.

Inicialmente, Teixeira refez as estimações de Rossi (1988) para o conceito mais restrito de moeda, testando-se a seguinte especificação básica, tanto na forma completa, como restrita, supondo  $\beta_4 = 0$ .

$$\ln m_t = \alpha + \beta_1 \ln y_t + \beta_2 \ln i_t + \beta_3 \ln \pi_t + \beta_4 \ln m_{t-1} + \mu_t^{28}.$$

Foram realizados testes de hipótese que indicaram a não rejeição da forma funcional. Teixeira usou as mesmas séries estatísticas utilizadas por Rossi. De 1979 à 1985, Rossi (1988) havia encadeado uma nova série do PIB trimestral<sup>29</sup>. Este ponto é uma das principais críticas ao trabalho de Rossi, de acordo com Pereira (1989 apud TEIXEIRA, 1991, p.76). Os críticos às conclusões obtidas defendem que a quebra da equação de demanda de moeda no início dos anos 80 poderia ser resultado desse encadeamento.

<sup>27</sup> Convém lembrar que dentre os estudos citados no item anterior, destacam-se os de Cardoso (1981), Rossi (1988), Pastore (1991), por serem muito citados nos trabalhos resenhados nesta seção.

<sup>28</sup> Os resultados podem ser vistos em Teixeira, 1991, p. 75

<sup>29</sup> Isso tornaria os resultados de Rossi não confiáveis. Mais detalhes ver seção sobre as considerações sobre os trabalhos.

Depois, para a análise de tal crítica, Teixeira recalculou as especificações do citado autor, com dados trimestrais para o período 1970/85, utilizando outras séries estatísticas, a saber:

$m_t$  – moeda M1 , saldo final do período e saldo médio no trimestre

$y_t$  – renda real dada pela proxy Consumo Industrial de Energia Elétrica da região RJ/SP

$i_t$  – taxa de juros indicada pela taxa bruta do overnight fornecida pelo Banco Central do Brasil

$\pi_t$  – taxa de inflação representada pela variação do índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna da Fundação Getúlio Vargas

Os resultados obtidos continuaram compatíveis com os de Rossi. Os testes de hipótese realizados confirmaram a não-rejeição da forma funcional, além de se aceitar todas as condições para a utilização do método de mínimos quadrados ordinários ou do método de Cochrane-Orcutt (CORC).

A especificação proposta por Rossi (1988) foi, então, testada para o período 1970 à 1989 para o estoque médio do trimestre e para o estoque no final do período para o conceito de moeda M1. Teixeira constatou uma série de problemas, como a rejeição das hipóteses de ausência de correlação serial dos resíduos e de adaptabilidade da forma funcional, para os conceitos de média e final de trimestre. Além disso, a inclusão da variável dependente defasada como variável explicativa conduziu segundo Teixeira, à reversão do sinal do coeficiente estimado para a taxa de juros. Ao expandir o período em análise, surgiram problemas de multicolinearidade e de rejeição da forma funcional sugerida por Rossi (1988), o que impediu verificar possíveis quebras.

Teixeira optou, então, pela utilização de séries mensais, pois, segundo o autor, fornecem resultados econométricos mais indicativos para o acompanhamento e controle dos agregados monetários. A utilização de dados trimestrais, que poderia ser justificada pela decisão de se usar o PIB trimestral como proxy para a renda real não se sustenta, dado não se ter encontrado um série aceitável para o período objeto de estudo

(TEIXEIRA, 1991, p. 82). O modelo foi testado tanto na forma completa como supondo  $\beta_4 = 0$  e  $\beta_3 = \beta_4 = 0$ <sup>30</sup>

Os resultados indicaram que tais especificações não poderiam ser adotadas pois os testes construídos rejeitaram as hipóteses de ausência de autocorrelação serial, normalidade e homocedasticidade dos resíduos. Ao se utilizar a variável dependente defasada como variável explicativa, o autor obteve a estimativa do coeficiente da variável da taxa de juros com sinal positivo, contrário do sinal esperado.

Diante desses e outros resultados, o autor concluiu que a fórmula funcional elaborada por Rossi não se mostra razoável para o período 1970/89.

Pesquisou também a especificação proposta em Leal e Werlang (1989) para as definições de papel moeda em poder do público e moeda M1<sup>31</sup>.

Adicionalmente, também foram incorporadas três variáveis dummies associadas aos plano Cruzado (03/86), plano Bresser (07/87) e Plano Verão (01/89), uma vez que, em princípio, seria de se supor a ocorrência de mudanças institucionais no perfil de demanda de moeda<sup>32</sup>.

Todas as estimativas apontaram, como relata o autor, para a existência de significância das variáveis sazonais correspondentes aos meses de dezembro e janeiro.

As estimativas de Teixeira para papel moeda em poder do público e a moeda M1 apontaram para a significância da dummy “associada com o Plano Cruzado e com Plano Bresser, respectivamente, podendo se afirmar que as funções sofrem deslocamentos de suas curvas no período iniciado nesses respectivos planos” (p.91-92). E mais, foi rejeitada a hipótese de estabilidade dos parâmetros em fevereiro de 1980.<sup>33</sup>

Os testes estatísticos, para o período compreendido em 1975(1) e 1989(12), apontaram para a satisfação das hipóteses intrínsecas ao método MQO. No

<sup>30</sup> As estimativas podem ser vistas em Teixeira, 1991, p.84-85.

<sup>31</sup> Leal e Werlang (1989, apud TEIXEIRA, 1991, p.) comprovaram a existência de alta colinearidade entre as variáveis taxa de juros e taxa de inflação. Neste sentido, apenas uma das variáveis deveria participar da especificação. Além disso, continua Teixeira, dada a importância do efeito de sazonalidade, Leal e Werlang propõem a incorporação de onze variáveis dummies, relacionadas com onze meses.

<sup>32</sup> A especificação encontrada, após todas as simplificações, pode ser vista em Teixeira, 1991, p. 90.

<sup>33</sup> Nestas estimativas, as taxas de juros estão em logaritmo duplo. (p.95)

período 1970 à 1989, a hipótese de estabilidade estrutural contra a quebra em 1980(2) – quando se utiliza a amostra mais curta, foi rejeitada, o que reitera a quebra no período mais extenso. Quanto ao conceito M1, há problemas de não normalidade dos resíduos e é verificada a não rejeição da hipótese da estabilidade dos parâmetros, contra a hipótese de quebra em 1980(2), para o período 1975/89, enquanto a hipótese é rejeitada, para o período 1970/89.

Teixeira ainda considera que as inovações tecnológicas, financeiras e institucionais, intimamente relacionadas com a exposição do agregado depósitos à vista, têm conseqüências para forma funcional tanto para o papel moeda em poder do público e para M1 – no segundo caso, a forma funcional não é aceitável.

A especificação em nível logaritmo e a especificação com variáveis dependentes em primeira diferença ( $\ln [x/x(-1)]$ ), não se mostraram consideráveis, além de, no segundo caso, haver problemas de não normalidade e heterocedasticidade. A especificação utilizando em conjunto, com variáveis dependentes em nível e em primeira diferença, apresentou o mesmo problema para as duas definições de moeda.

Teixeira argumenta que a instabilidade das regressões para PMPP e M1 se deu em decorrência da incorporação dos anos posteriores à 1985, o que impediu aferir a significância das variáveis, que segundo o autor era previsível, pois o período é longo e incorpora um série de inovações institucionais, tecnológicas e financeiras.<sup>34</sup> Segundo Goldfred e Sichel (1990) (apud TEIXEIRA, 1991), a própria escolha da forma funcional adequada é muito prejudicada em função de tais alterações.

Teixeira também testou uma especificação para os conceitos mais amplos de moeda: M2, M3 e M4<sup>35</sup>, concluindo que todas as funções de demanda por moeda, seja M1, M2, M3 ou M4 sofreram um processo de deslocamento da sua equação, demonstrando, que ocorreu quebra estrutural durante a década de 1980.

---

<sup>34</sup> Para mais detalhes ver Teixeira (1991).

<sup>35</sup> Para mais detalhes, ver Teixeira, 1991, p. 114.

2.2 - Triches (1992): Demanda por moeda no Brasil e a causalidade entre as variáveis monetárias e a taxa de inflação: 1972/87

Triches desenvolveu um estudo sistemático da demanda por moeda para a economia brasileira, usando dados trimestrais para o período 1972-1987, através da técnica MQO, com diversas conceituações de moeda, renda e juros<sup>36 37</sup>. Entre as diversas conclusões, advoga que os modelos de demanda por moeda de curto prazo e de distribuição defasada tenderam a ser mais eficientes quanto ao tratamento funcional mais relevante para explicar os encaixes reais.

Primeiramente, Triches analisou o modelo de demanda por moeda de longo prazo, tradicionalmente especificada, tratada como uma função linear, ou linear nos logaritmos neperianos das variáveis dependentes e independentes:

$$M = ak + ay Y + ar R + ap P + U;$$

Onde:

M e Y são termos reais deflacionados pelo índice Geral de Preços; R é a taxa de juros; P é a taxa de inflação; U é uma variável aleatória, com distribuição normal, sem correlação serial, média zero e variância constante; ay, ar, ap na forma log-log expressam as elasticidades da demanda por moeda de longo prazo.

Triches utilizou o teste de Chow (1960) para verificar a estabilidade dos parâmetros estruturais dividindo a amostra em dois subperíodos, 1972(1)/1979(4) e 1980(1)/1985(4) ou 1980(1)/1987(4), pois foi levado em consideração fatos ocorridos nos fins dos anos 70: a crescente aceleração da taxa de inflação; o choque do petróleo;

---

<sup>36</sup> Quanto aos dados, o autor utilizou para produto real a série de Contador e Santos Filho (1987) e a série da Macrométrica; para representar a taxa de juros, usou a taxa de juros das operações de mercado aberto, a taxa de rendimento da caderneta de poupança, a taxa de juros de letra de câmbio; como proxy da inflação, utilizou o índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), série levantada da Suma Estatística, v.2, até 1982, a partir de 1983 os dados foram elaborados pela Fundação Getúlio Vargas.

<sup>37</sup> Curiosamente, os anos de 1986 e 1987 foram excluídos das equações estimadas, pois segundo Triches, a inclusão das observações do Plano Cruzado gerou um valor alto para a estatística que testa a estabilidade dos parâmetros estruturais.

as restrições externas impostas ao Brasil devido a seu endividamento interno e externo e mudanças na periodicidade dos rendimentos da poupança de trimestral para mensal<sup>38</sup>.

Ao utilizar conceitos mais amplos de moeda, produziu-se menores sensibilidades da demanda por saldos monetários em relação aos preços, sendo esta última variável mais significativa na presença do conceito mais restrito de moeda. As elasticidades-renda estimadas são sempre estatisticamente significativas, independentemente do conceito de moeda. Já os coeficientes das taxas de juro apresentam sinais e valores esperados apenas quando são utilizados as definições mais restritas de moeda. Quando da presença de novos componentes monetários, a elasticidade-juro, quando estatisticamente significativas, apresentam sinais contrários ao esperado<sup>39</sup>. Assim sendo, de acordo com Triches, os resultados tenderam a indicar que a taxa de inflação representa o custo de oportunidade em reter moeda, especialmente nos casos em que os estoques monetários têm conceituação mais abrangente. As estatísticas F do teste de Chow, em todas as estimativas são bastante significativas, o que indica, segundo o autor, a inexistência de estabilidade dos parâmetros estruturais da função demanda por moeda nos anos 70 e 80. Desse modo, o autor sugere que os resultados obtidos com o uso do modelo tradicional da demanda por moeda com dados trimestrais têm respaldo empírico para a economia brasileira, especialmente quando se utiliza o conceito mais estrito de moeda, taxa de juro sobre cadernetas de poupança e/ ou taxa de juro das letras de câmbio e taxa de variação de preços.

Ao incluir os anos de 1986 e 1987 na equação, o autor obteve uma única estimativa aparentemente adequada:

$$LM = 6,978 + 0,496 \ln Yc - 0,551 \ln RI + 0,1145 \ln P$$

$$(3,32) \quad (5,79) \quad (-13,3) \quad (3,32)$$

$$R^2 = 0,8816 \quad SER = 0,125; \quad F = 129,0; \quad DW = 1,77; \quad Chow = 33,13.$$

As elasticidades-renda e a taxa de juros, apesar de significativas, são muito próximas em termos absolutos. A taxa de inflação é positivamente relacionada

<sup>38</sup> Com uma definição alternativa para renda (série trimestral da Macrométrica), Triches encontrou coeficientes para a taxa de inflação significativamente diferentes de zero com sinal e valores esperados.

<sup>39</sup> Este fato é normal segundo o autor, já que os componentes incluídos no conceito moeda rendem juros.

com a demanda por moeda. A equação apresenta um desvio padrão 56% maior que a equação estimada com dados que não incluíam os anos 1986 e 1987; além de que a estimativa que incorpora dos dados referentes ao Plano Cruzado têm um alto valor para a estatística que testa a estabilidade dos parâmetros estruturais. Assim, tudo indica que os dados observados, principalmente os de 1986, não devam ser incluídos no modelo.

O autor analisou o comportamento funcional da demanda por moeda com observações anuais, porém os resultados não foram satisfatórios, isto, é obteve poucas estimativas com significância estatística, a taxa de inflação raramente é tida como importante para explicar a demanda por moeda.

Triches também elaborou estimativas usando o modelo de demanda por moeda de curto prazo, modelo que incorpora a variável tempo. É expresso do seguinte modo:

$$\ln M_t = ak + ay Y_t + ar \ln R_t + ap \ln P_t + am \ln M_{t-1} + \varepsilon_t;$$

onde todas as variáveis são definidas de modo equivalente ao modelo anterior; sendo que, a variável dependente é defasada por um período e entra na equação como um argumento explicativo e os coeficientes  $ay$ ,  $ar$  e  $ap$  são as elasticidades de curto prazo em relação à renda<sup>40</sup>.

De modo geral, o modelo da demanda por moeda de curto prazo aparentemente é o mais apropriado para relacionar moeda real do que o modelo anterior, o que é observável nos valores dos coeficientes de determinação que tenderam a ser sempre maiores, segundo o autor. Nas estimativas em que foram utilizadas a base monetária como conceito de moeda, produziram coeficientes estatisticamente diferentes de zero e com os sinais esperados. Quando, porém, não são incluídas nas séries as observações referentes à 1986 e 1987, as equações exibiram, elasticidades-renda superiores em 55% no curto prazo e em 23% no longo prazo em relação às elasticidades observadas com a inclusão do ano de 1986; além de que, o valor estimado da elasticidade-renda é sempre superior quando a taxa de juro sobre as operações de open

---

<sup>40</sup> Mais detalhes ver Triches (1992).

market é colocada na equação para desempenhar o papel de custo de oportunidade da moeda.

Triches notou que as sensibilidades-juro apresentam comportamento diferentes se comparadas à elasticidade-renda: para o período em que não é incluído o ano do Plano Cruzado, os valores estimados para as primeiras são em média superiores a 10% no curto prazo; no longo prazo elas são 12% mais baixas, aproximadamente, com relação aos valores obtidos com as mesmas estimativas que incluíam tal ano. Também notou que quando se incluiu a taxa de juro sobre a caderneta de poupança, as estimativas produziram maiores elasticidades-juro e menores sensibilidades da demanda por moeda em relação à variação nos níveis de preços, em termos absolutos. As elasticidades-renda de curto prazo são sempre menores que um, enquanto as de longo prazo são, em geral, maiores que um. As elasticidades-juro, quando apresentaram os sinais esperados, eram relativamente baixas.

Ao se ampliar o conceito de liquidez, observa Triches, as equações de demanda por moeda exibiram valores muito baixos para as elasticidades renda, tanto no curto como no longo prazos. Nas sensibilidades-variação de preços não houve grandes mudanças no curto, porém no longo prazo, apresentaram fortes oscilações, o que, aparentemente confirma que a taxa de inflação é a variável que melhor representa o custo de oportunidade em reter moeda.

Ao utilizar dados anuais, usando cinco conceitos alternativos para a demanda por moeda e as variáveis de taxa de juro, o autor obteve uma única estimativa satisfatória:

$$\ln BM_t = -3,862 + 1,490 \ln Y_t - 0,189 \ln Ro_t - 0,220 \ln P_t + 0,171 \ln BM_{t-1}$$

$$(-9,41) \quad (9,80) \quad (-2,54) \quad (-2,33) \quad (-1,98)$$

$$R^2 = 0,957; DW = 2,138; F = 50,60; SER = 0,081; Chow = 7,11$$

As únicas variáveis significativas são as bases monetárias, as taxas de juro e sobre o open market, as taxas de inflação e o nível de renda.

Enfim, a forma funcional é tida pelo autor como não muito apropriada para captar os efeitos das variáveis que a compõem.

Triches elaborou estimações para demanda por moeda usando o modelo de mecanismo de ajustamento parcial real e mecanismo de ajustamento parcial nominal.<sup>41</sup> A equação que designa os saldos é:

$$\ln Mt^* = ak + ay \ln Y_t + ar \ln R_t + ap \ln P_t + \varepsilon_t$$

Onde  $Mt^*$  é o estoque de moeda real desejado e as variáveis restantes foram anteriormente definidas.

Há dois tipos de ajustamento: o mecanismo de ajustamento parcial real e o mecanismo de ajustamento parcial nominal.

Testou se a seguinte especificação para o primeiro modelo:

$$\ln M_t = bak + bay \ln Y_t + bar \ln R_t + bap \ln P_t + (1 - b) \ln M_{t-1} + Z_t(1);$$

$$Z_t = be E_t + U_t, \text{ sendo } Z_t \text{ normalmente distribuído.}$$

$ay$ ,  $ar$  e  $ap$  são as elasticidades da demanda de moeda em relação à renda, taxa de juro e taxa de inflação de longo, respectivamente.

Segundo o autor, não houve diferenças quanto a análise do comportamento da função demanda por moeda e as elasticidades estimadas, se comparadas as estimativas obtidas com o modelo de especificações de curto prazo com dados trimestrais e dados anuais<sup>42</sup>. É importante frisar que, o coeficiente de ajustamento entre os encaixes monetários estimados com este modelo, mantiveram-se sempre inferiores à 0,50, muitas vezes se aproximando de 0,10, quando foi utilizado pelo autor o conceito mais amplo de moeda; porém os maiores coeficientes foram encontrados com a utilização da taxa de juros e letras de câmbio na equação. Isto, segundo o autor

<sup>41</sup> Segundo Triches os saldos monetários eram tratados com base no pressuposto de que o estoque de moeda observado fosse igual ao estoque de saldos monetários desejados. O autor incorporou um mecanismo de ajustamento na demanda por moeda, já que evidências empíricas constataram que na prática, os saldos reais são diferentes dos possuídos pelos agentes.

<sup>42</sup> As elasticidades de longo prazo são medidas a partir do cálculo de dos coeficientes das respectivas variáveis, o que permite analisar o comportamento do coeficiente de ajustamento entre os saldos observados e os possuídos. Contudo, Goldfeld e Sichel (1987 apud TRICHES, 1992, p.50)) e Rossi (1988 apud TRICHES, 1992, p.50) apontam que existe um problema de identificação no modelo que não permite distinguir os efeitos da taxa de inflação. Porém, relata Triches, a característica marcante do modelo estimado é a presença de instabilidade da demanda por moeda da década de 70 para a década seguinte, dadas as intensas mudanças do regime econômico em nossa economia.

parece indicar que não há ajustamento rápido entre os estoques possuídos com os estoques observados dentro do trimestre.

O oposto ocorre com a utilização dos dados anuais, ou seja, o ajuste é mais completo devido a maior disponibilidade de tempo. Porém, com tal modelo não se obteve êxito.

Já para o modelo de mecanismo de ajuste parcial nominal, com as devidas substituições e já deflacionadas, tem-se:

$$\ln M_t = cak + cay \ln Y_t + car \ln R_t + cap \ln P_t + (1 - c) \ln (m_{t-1}/P_t) + W_t (2)^{43}$$

$$\text{onde } W_t = ce E_t + u_t/P$$

Triches estimou as equações de demanda por moeda em dois grupos: de 1973(1) à 1985(4) e de 1973(1) à 1986(4)<sup>44</sup>. Para ambos, o teste de Chow indicou que a demanda por moeda continua altamente instável.

Praticamente, segundo Triches, não houve grande diferenças entre os coeficientes de ajustamento real e nominal, sendo que estes últimos situam-se em intervalos ligeiramente superiores. O autor ainda testou um mecanismo de ajustamento parcial nominal em termos nominais, porém, sem sucesso.

Triches ainda testou o modelo de demanda por moeda com distribuição defasada, conhecida como técnica de Almon, tida como mais abrangente, pois incorpora, de certo modo, o mecanismo de formação de expectativas, pois consiste em substituir cada variável explicativa pelo seu próprio valor corrente e passado.

O modelo é expresso da seguinte forma:

$$\ln M_t = ak + \sum a_{yi} \ln Y_{t-i} + \sum a_{ri} \ln R_{t-i} + \sum a_{pi} \ln P_{t-i} + \sum a_{mi} \ln M_{t-i} + \varepsilon_t$$

As variáveis são as mesmas definidas em modelos anteriores.

O autor, com a finalidade de testar a estabilidade dos coeficientes, usou uma variável binária em substituição ao teste de Chow, permanecendo inalteradas a divisão das séries para os sub-períodos.

<sup>43</sup> A diferença entre as equações (1) e (2) está no deflator dos saldos monetários nominais defasados: a primeira usa os preços correntes e a segunda utiliza os preços correntes também sobre a variável dependente defasado por um período.

<sup>44</sup> Os resultados podem ser vistos em Triches, 1992, p. 52.

As estimativas de Triches, apresentaram mudanças nos parâmetros estruturais, o que confirma a hipótese de instabilidade na função demanda por moeda brasileira no período em estudo. As estimativas mais adequada, segundo o autor, provêm das especificações da demanda por moeda com a base monetária e/ou meios de pagamento combinadas com a taxa de com a taxa de rendimento sobre as operações de mercado aberto; ao se ampliar o conceito de moeda, entretanto, as equações mais apropriadas foram obtidas com o uso da taxa de juro sobre a poupança. A taxa de inflação mostrou-se ser uma variável altamente significativa para explicar a demanda por encaixes reais, mais importante até que a taxa de juros, especialmente na definição mais abrangente de moeda.

Em síntese, os resultados obtidos com o emprego de diferentes modelos matemáticos atestaram, segundo o autor, que a função demanda por moeda para o período em estudo é altamente instável. Desse modo, o autor conclui que a função demanda por moeda não é previsível, portanto, de pouca utilidade para as políticas econômicas brasileiras<sup>45</sup>.

### 2.3 - Cerqueira (1993): Demanda por Moeda Regressões Espúrias e Níveis de Instabilidade Hiperinflacionárias.

Cerqueira faz uma reestimação da equação demanda por moeda de Pastore (1991), período 1966-1985<sup>46</sup>. Interessou-se em investigar evidências sobre a existência de hiperinflação e os indícios de redução da senhoriagem no Brasil.

Segundo Cerqueira, Pastore (1991) utilizou o mecanismo de ajustamento parcial real numa equação de curto prazo tradicional aos moldes de Goldfeld e Sichel

---

<sup>45</sup> Triches também elaborou um estudo comparativo entre períodos e uma avaliação de teste de causalidade. Para mais detalhes, TRICHES (1992, p. 56- 72)

<sup>46</sup> Cerqueira utilizou dados novos, fazendo um aprimoramento nos procedimentos de levantamentos das séries e o emprego da média trimestral, ao invés da posição final de período, considerado mais adequado. Cerqueira porém utiliza séries diferentes: enquanto Pastore utilizou o saldo de meios de pagamento em final de trimestre, o produto real trimestral publicado pelo IPEA encadeado com o índice de produto de Rossi e Cardoso, a taxa de inflação trimestral medida pela variação trimestral do IGP em posição de fim de período e o produto nominal inflacionado pelo IGP médio do trimestre, Cerqueira usou o saldo médio trimestral dos meios de pagamento, inflação medida pela variação do IGP médio trimestral, série do PIB real do IPEA revisada pelo autor, PIB nominal calculado via metodologia Ardeo/ Giambiaggi e também obtido via multiplicação do PIB real pelo IGP médio do trimestre, ambos utilizaram a taxa de juros trimestral dos CDBs/LCs elaboradas por Cardoso e Rossi.

(1990), pois supunha que ocorreria um ajustamento instantâneo entre os saldos monetários e a mudança do nível de preços.

Cerqueira estudou qual procedimento de estimação seria mais viável para estimar a demanda por moeda no período em análise. Os modelos em estudo foram os modelos ARMA e os polinômios de média móvel. O autor concluiu que tanto os testes de forma funcional quanto os testes de diagnóstico dos resíduos apresentaram resultados nitidamente mais robustos para o modelo do polinômio de médias móveis<sup>47</sup>. Têm se as seguintes equações:

$$\begin{aligned} \ln (M/P)_t = & -0,104 + 0,220 \ln y_t - 0,300 i_t - 0,875 \pi_t + 0,740 \ln (M/P)_{t-1} \\ & (0,000) \quad (0,000) \quad (0,099) \quad (0,000) \quad (0,000) \\ & + 0,045 S2 + 0,027 S3 + 0,088 S4 + 0,256 MA(1) + 0,489 MA(4) \\ & (0,001) \quad (0,040) \quad (0,000) \quad (0,012) \quad (0,000) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 = 0,991 \quad R^2 \text{ adjusted} = 0,989 \quad F = 813,309 \quad SER = 0,036 \quad SSR = 0,091 \\ DW = 1,810 \end{aligned}$$

Os parâmetros da demanda foram estimados conjuntamente com a estrutura de médias móveis dos resíduos e na equação a seguir:

$$\begin{aligned} \ln (M/P)_t = & -0,150 + 0,250 \ln y_t - 0,491 i_t - 0,751 \pi_{t-1} + 0,658 \ln(M/P)_{t-1} \\ & (0,000) \quad (0,000) \quad (0,036) \quad (0,000) \quad (0,000) \\ & + 0,030 S2 + 0,01 S3 + 0,071 S4 - 0,020 D76 - 0,032D78 MA(4) - \\ & (0,033) \quad (0,503) \quad (0,000) \quad (0,284) \quad (0,112) \\ & 0,048 D80 + 0,044 D 82 + 0,038D84 + 0,225MA(1) + 0,292 MA(4) \\ & (0,099) \quad (0,105) \quad (0,338) \quad (0,084) \quad (0,021) \quad (2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} R^2 = 0,992 \quad R^2 \text{ adjusted} = 0,990 \quad F = 573,106 \quad SER = 0,035 \quad SSR = 0,078 \\ DW = 1,989, \end{aligned}$$

<sup>47</sup> Para mais detalhes ver CERQUEIRA (1993, cap.3, p.9-23)

verificou-se a hipótese de que a demanda se contraiu no período, com a introdução das dummies de deslocamento descritas anteriormente. Os testes apresentados indicaram pela não rejeição da forma funcional, que melhora com a introdução da dummies, as quais contribuem também para a redução da probabilidade da presença de correlação de primeira ordem, mas que, no entanto, provoca o surgimento de um processo ARCH nos resíduos, o que compromete a precisão das estimativas. Como a especificação em si não é importante, o autor desconsiderou o problema. Desse modo não rejeitou as hipóteses de resíduos aleatórios, homocedásticos, sem correlação serial e com distribuição normal.

As dummies introduzidas não tiveram suas significâncias rejeitadas pelo teste Wald e Razão de Verossimilhança, logo não se rejeitaria que a demanda por moeda teria se contraído a partir de 1976, o que é captado pelo termo constante da função.<sup>48</sup>

Quanto à utilização de logaritmo nas variáveis taxa de inflação, produto real, produto nominal, de modo geral, tal artifício mostrou-se insignificante ou foi rejeitada pelos testes RESET. Exceção feita à taxa de inflação como argumento da função, produto real – em que se utilizou o PIB nominal calculado pela metodologia Ardeo-Giambiagi<sup>49</sup>. Em relação ao PIB, especificamente, a introdução da variável  $\log(y)$ , fez a especificação ser rejeitada pelos testes, o que coloca em dúvida a hipótese da elasticidade renda unitária no longo prazo nesta especificação. Sendo assim, optou pela seguinte especificação:

$$\begin{aligned}
 \ln(M/P)_t = & -0,173 - 0,585 i_t - 0,916 \pi_{t-1} + 0,558 \ln(M/PY)_{t-1} + \\
 & (0,000) \quad (0,024) \quad (0,000) \quad (0,000) \\
 & - 0,031 S2 - 0,028 S3 + 0,040 S4 - 0,015 D76 - 0,039D78 - 0,053D80 \\
 & (0,019) \quad (0,049) \quad (0,006) \quad (0,359) \quad (0,070) \quad (0,086) \\
 & - 0,051 D 82 + 0,003D84 + 0,004MA(1) + 0,461 MA(4) \quad (3) \\
 & (0,081) \quad (0,934) \quad (0,971) \quad (0,000)
 \end{aligned}$$

<sup>48</sup> Cerqueira estimou outras diversas funções, impondo a hipótese de elasticidade unitária para a renda, porém, existiam problemas de correlação serial heterocedasticidade e rejeição da forma funcional. (ver equações 18, 19, 20, 21, 22, cap. 3, p. 20) Em seguida, verificou que a introdução de dummies para deslocamento da constante da equação melhorou bastante a forma funcional, além de eliminar os vestígios de correlação serial de primeira ordem e a heterocedasticidade. Para mais detalhes, ver Cerqueira (1993, cap. 3, p. 9-23)

<sup>49</sup> O que, segundo Cerqueira, coloca em dúvida a hipótese da elasticidade renda unitária no longo prazo nesta especificação.

$$R^2 = 0,994 \quad R^2 \text{ adjusted} = 0,993 \quad F = 871,63 \quad DW = 1,964 \quad RESET = 0,412$$

$$AIC = -06,367 \quad BIC = -5,948,$$

pois os critérios AIC e BIC assim o indicam.

A dummy relativa ao ano 1984, mostrou-se insignificante em todas as equações, (3) inclusive. Simplificando, encontrou três equações para demanda por moeda uma cuja variável dependente era  $\ln(M/P)_t$ , contendo as dummies para os anos 76, 78, 80 e 82<sup>50</sup>, e as outras duas tendo como variável dependente  $\ln(M/PY)$ , sendo uma delas sem as já citadas dummies e a outra com estas mesmas dummies. As três continham todas as informações necessárias para a explicação dos resultados, segundo os critérios AIC e BIC.

Enfim, o autor, conclui pela equação descrita abaixo que ao nível de significância de 0,3% não existem razões para rejeitar a hipótese de que a partir de 1976 a demanda por moeda tenha iniciado um movimento de contração, independente do custo de reter moeda e da renda, traduzindo que o processo de contração da demanda por moeda ocorreu de modo contínuo ao longo do período 1976 a 1985:

$$\begin{aligned} \ln(M/P)_t = & -0,176 - 0,587 it - 0,914 \pi_{t-1} + 0,554 \ln(M/PY)_{t-1} \\ & (0,000) \quad (0,000) \quad (0,099) \quad (0,000) \\ & + 0,031 S2 + 0,029 S3 + 0,039 S4 - 0,015 D76 - 0,040 D78 - 0,055 D80 \\ & (0,016) \quad (0,035) \quad (0,003) \quad (0,328) \quad (0,050) \quad (0,033) \\ & + 0,052 D82 + 0,456 MA(4) \quad (1) \\ & (0,051) \quad (0,000) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,991 \quad R^2 \text{ adjusted} = 0,989 \quad F = 813,309 \quad SER = 0,036 \quad SSR = 0,091 \\ DW = 1,810$$

Os resultados obtidos por Cerqueira, de um modo geral, caminham no mesmo sentido dos obtidos por Pastore, principalmente no que diz respeito as significância das dummies e, portanto, da contração do termo constante da equação

<sup>50</sup> Ver Cerqueira (1993 cap. 3, p. 20-29)

demanda por moeda a partir de 1976. Porém, as constantes nas especificações de Cerqueira são predominantemente maiores que as estimadas por Pastore, o que demonstra implicações importantes em termos de contração do nível do termo ao longo do tempo, já que o ponto de partida é mais elevado.

Quanto ao valor da dummy de 1980, as estimativas de Cerqueira são pelo menos 48% inferiores aos de Pastore, o que põe em dúvida a relevância desse ano no processo de contração da demanda por moeda no período 1976-1985. Em outros experimentos o coeficiente estimado não se mostrou significativo. Foi obtido resultado semelhante para a dummy de 1984 em todos os experimentos.

Quanto as elasticidades renda da demanda por moeda, nas equações estimadas por Cerqueira, as semielasticidades custo de longo prazo da demanda em relação aos custos de retenção de moeda são sempre superiores às obtidas por Pastore, indicando uma maior proximidade dos níveis inflacionários de equilíbrio instável. A demanda se mostrou bem mais elástica às expectativas inflacionárias do que a taxa nominal de juros.

A coleta de senhoriagem, que, segundo Cerqueira provocou um “peso maior sobre a dívida pública para tornar o déficit factível”, foi limitada pelas inovações financeiras. O autor observou a contínua redução da capacidade de coletar imposto inflacionário, ao analisar as curvas de imposto inflacionário<sup>51</sup> calculadas para cada subperíodo, variando apenas o termo constante da demanda por moeda e fixando o valor do multiplicador bancário igual a média do período<sup>52</sup>. (cap.3, p. 29).

As estimativas de Cerqueira não balizam por completo a afirmação de que as inovações financeiras tiveram conseqüências inflacionárias, captadas pelo

---

<sup>51</sup> Esta contração da demanda por moeda eleva a sua velocidade renda e em tese a inflação.

<sup>52</sup> Cerqueira estimou que o nível de senhoriagem teria oscilado em torno de 1,94% do PIB entre 79 e 88. Dada esta senhoriagem, a semielasticidade custo de longo prazo de 2,05, o valor da constante da demanda por moeda  $c = 3,25$  a taxa de steady state  $\mu = \pi = \pi_e$ , que produziu o equilíbrio estável deveria estar perto de 12,4% por trimestre e a de equilíbrio instável perto de 125,2%. Alterando-se apenas a constante da demanda para  $c = 0,47$ , o valor estimado para os biênios 82/83 e 84/85, as taxas de steady state passariam, respectivamente para 20,3% e 96,5% ao trimestre. Com o mesmo multiplicador e a taxa de inflação esperada (= 48,8%) que maximiza a arrecadação máxima de 2,6% do produto. Assim se a autoridade monetária tivesse que coletar uma senhoriagem maior ou igual a esta, a curva de reação não mais cruzaria a reta de 45°, produzindo um movimento continuamente crescente da inflação.

crescimento da velocidade renda da moeda (Pastore apud CERQUEIRA, 1993, cap. 3, p. 36). Contudo, não se pode negar, ainda que a autoridade monetária estivesse seguindo uma regra de reação<sup>53</sup>, que a economia esteve distante de uma escala hiperinflacionária.

Ao longo da dissertação de Cerqueira (1993), são feitos testes de raiz unitária e de multicointegração, entre as variáveis que compõem a função por encaixes monetários que serão estudados na seção 3.2.<sup>54</sup>

#### 2.4 - Nakane (1994): Testes de Exogeneidade fraca e de superexogeneidade para a demanda por moeda no Brasil.

O propósito de Nakane foi elaborar uma equação demanda por moeda para o Brasil que abrangesse o período dos planos heterodoxos, isto é 1974(1) à 1988(3)<sup>55</sup> com atenção a existência de estabilidade ou não da demanda por moeda e possíveis implicações para a exogeneidade da mesma<sup>56</sup>.

Na equação proposta por Nakane, são utilizadas variáveis explicativas não usuais, potenciais variáveis omitidas para um modelo de demanda por moeda no caso brasileiro, além das tradicionais variáveis como inflação, taxa de juros e índice de renda, pois, de acordo com ele, a restrição de conjunto de informações a estas variáveis pode ter como conseqüência sinais de instabilidade e de não-constância do modelo condicional dos parâmetros na equação da demanda por moeda.<sup>57</sup> O autor investigou as seguintes variáveis candidatas à variáveis omitidas: o prêmio do dólar no mercado paralelo, pois nos anos de alta inflação, o dólar tornou-se um importante substituto da

---

<sup>53</sup> Para mais detalhes ver Cerqueira, 1993.

<sup>54</sup> Para mais detalhes ver Cerqueira, 1993, cap, 4 e 5.

<sup>55</sup> Os dados são trimestrais.

<sup>56</sup> Mais detalhes, ver Nakane(1994 p. 123-145)

<sup>57</sup> A não-constância entre nível de renda, taxa de juros e taxa de inflação, segundo o autor, é indício de omissão de variáveis. O autor investigou as seguintes variáveis candidatas à variáveis omitidas: o prêmio do dólar no mercado paralelo, pois nos anos de alta inflação, o dólar tornou-se um importante substituto da moeda nacional, as inovações financeiras ocorridas no período (quanto a este, dada a dificuldade de criar uma variável que capte tais inovações, recorreu a uma proxy como uma variável de tendência representada pelo “pico prévio da taxa de juros” ou “pico prévio da taxa de inflação”), parte do comportamento instável da demanda por moeda pode estar sendo induzida pelos movimentos da oferta de moeda

moeda nacional, as inovações financeiras ocorridas no período<sup>58</sup>, e uma variável que pudesse captar movimentos da oferta de moeda que influenciasse o comportamento instável da demanda por moeda,<sup>59</sup> construído a partir dos resíduos de um processo AR(10) estimado para a base monetária.

Como *proxy* da renda, Nakane utilizou, para o período antes de 1980, a série de Contador e Santos Filho (1985) e, a partir de 1980, a série elaborada pelo IBGE<sup>60</sup>.

Nakane procurou avaliar a estacionariedade das seguintes variáveis: moeda nominal, nível de preços e taxa de inflação, moeda real, produto real, taxa nominal de juros e prêmio do dólar colocando-as em primeira diferença. Também realizou testes ADF e de Phillip-Perron de raiz unitária, além dos testes de cointegração de Johansen, que serão estudados na seção 3.2.

Nakane tratou de elaborar, de início, uma equação estável para a demanda por moeda para o Brasil, cuja metodologia é a mesma de Ericsson, Campos e Tran (1990). Foi empregada a mesma metodologia de Johansen com quatro defasagens; a partir de então, ele estima um mecanismo de correção de erros usado para descrever o comportamento da demanda por moeda, a qual apresenta, segundo o autor, boas propriedades de estabilidade.

A equação estimada foi:

$$\begin{aligned} \Delta(m \triangle p)_t = & -3,683 - 0,143 T_t + 0,042 (S2_t - S1_t) + 1,029 PINF_t - \\ & (0,196) \quad (0,001) \quad (0,006) \quad (0,125) \\ & 0,765 \Delta y_{t-1} - 0,622 \Delta i_t - 0,704 A(L) \Delta e_{t-1} + 0,409 (1 + 0,7L) ch_t - \\ & (0,093) \quad (0,101) \quad (0,044) \quad (0,053) \\ & 1,167 (1 - 0,4L) \Delta \pi_t - 0,414 ECM_{t-1} \\ & (0,103) \quad (0,022) \end{aligned}$$

<sup>58</sup> Quanto a este, dada a dificuldade de criar uma variável que capte tais inovações, recorreu a uma *proxy* como uma variável de tendência representada pelo “pico prévio da taxa de juros” ou “pico prévio da taxa de inflação.”

<sup>59</sup> Segundo Nakane, parte do comportamento instável da demanda por moeda pode ser influência de movimentos de oferta monetária e para investigar tal hipótese, acrescentou uma variável que pudesse captar tais movimentos.

<sup>60</sup> Para mais detalhes, ver Nakane (1994 p. 68-75).

$$R^2 = 96,73\%; DW = 2,29 \text{ Normalidade} = 0,39 \text{ RESET } F(1,43) = 0,40,$$

$$\chi^2_{F(18,25)} = 0,44$$

onde  $A(L) = 1 + (0,6L) + (0,6L)^2 + (0,6)^3$  e  $L$  é o operador de defasagens.

O autor utilizou testes de raiz unitária e de co-integração para as variáveis já citadas, o que indicou, segundo o próprio, que um modelo de mecanismo de correção de erros pode “adequadamente representar o comportamento da demanda por moeda no Brasil para o período estudado” (NAKANE, p.147-148)

Nakane também realizou testes de exogeneidade fraca de superexogeneidade<sup>61</sup> para as taxas de inflação e de juros, prêmio do dólar no mercado paralelo, moeda real e produto real.

Os diversos testes realizados por Nakane forneceram resultados contraditórios: enquanto os cinco primeiros testes indicaram que as taxas de juros e de inflação são fracamente exógenas e superexógenas para os parâmetros de interesse na equação de demanda por moeda, o sexto, por sua vez, não possibilitou concluir que as variáveis sejam fracamente exógenas para os parâmetros de longo prazo<sup>62</sup>.

Quanto ao segundo grupo de testes, “não se pode afirmar que a taxa de inflação e a taxa de juros nominal não sejam fracamente exógenas para os parâmetros de longo prazo, uma vez que o teste realizado concentra-se em condições de suficiência para exogeneidade fraca.” (NAKANE, 1994, p. 147-148).

### Capítulo 3 Breve estudo sobre trabalhos resenhados

<sup>61</sup> Para mais detalhes teóricos ver Nakane, 1994, cap. 2. Os resultados empíricos podem ser vistos em Nakane, Cap. 4.

<sup>62</sup> No capítulo 3 serão realizados estudos sobre as análises das variáveis realizadas pelos trabalhos comentados.

### 3.1- Considerações sobre os trabalhos resenhados

Nesta seção, serão realizadas algumas considerações a respeito dos trabalhos resenhados anteriormente, tomando por base as análises realizadas nos próprios estudos tratados na seção anterior .

Mesmo que não façam parte dos relatos presentes no capítulo 2, far-se-á levantamentos a respeito dos trabalhos de Rossi (1988) e Pastore (1991), já que ambos são citados e/ou estudados por todos os trabalhos aqui resenhados.

Em relação ao estudo de Rossi (1988) diversas críticas devem ser ressaltadas. A primeira delas diz respeito a possível quebra estrutural ocorrida no início da década de 80 e instabilidade da função demanda por moeda<sup>63</sup>. Este fato pode ter relação com a sobreposição de séries do índice do PIB, sendo uma anteriormente elaborada por Cardoso (1981), até o ano de 1979 e a outra calculada pela Macrométrica de 1980 em diante. Tal encadeamento foi feito *sem adaptação alguma* [grifo nosso], o que pode ocasionar problemas para a função estimada, já que foram utilizados métodos distintos de cálculo para o produto. (apud NAKANE, 1994, p. 110 -111). Pereira (1991) é um dos defensores dessa hipótese e demonstrou através da estatística CUSUM<sup>64</sup> a inexistência de quebra estrutural. (apud TEIXEIRA, 1991, p. 62 e ). Porém uso de diferentes *proxies* para o nível do produto, segundo Teixeira (1991, p.85), *não foi a causa de significativas alterações no grau de ajustamento e nas estatísticas de teste* [grifo nosso]. Os coeficientes estimados também não mostraram alterações importantes.

Há críticas quando ao não utilização de dummies sazonais por Rossi em sua equação, além do uso do modelo de ajustamento parcial. Pereira (1989) é um desses críticos e este autor também comprova que a instabilidade obtida por Rossi advêm de má-especificação. (apud TEIXEIRA, 1991, p. 62). Pastore (1991), ao reestimar a equação de Rossi, encontrou indícios de sazonalidade ao verificar as funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial apontavam a presença de uma

---

<sup>63</sup> Rossi (1988) creditou tal instabilidade às inovações financeiras, a elevação da taxa de juro as mudanças de rendimento da caderneta de poupança de trimestral para mensal e aos choques de oferta.

<sup>64</sup> CUSUM: refere-se máximo de somas parciais de resíduos recursivos.

autorregressividade nos resíduos ao menos de quarta ordem. Tal sazonalidade não tinha caráter apenas determinístico, mas continha uma componente estocástica, isso só ocorreu quando os resíduos são estimados segundo um processo ARMA (4,2)<sup>65</sup> (apud CERQUEIRA, 1993, p. 6 - 7, cap.3).

Existem também divergências quanto a utilização da estatística de Chow para a observação da quebra estrutural. Rossi (1988) utilizou-a para este fim, no entanto, Pastore (1991) considera impossível observar uma possível quebra estrutural por este recurso, pois em seus testes foram verificados a não aleatoriedade dos resíduos das equações de Rossi.(apud TEIXEIRA, 1991, p. 67). O trabalho de Rossi (1988), assim como o de Triches (1992) apresentam sérios problemas de falta de especificação, logo os testes de não constância baseados na estatística de Chow não são confiáveis, uma vez que seu poder é baixo nessas circunstâncias.(NAKANE, 1994, p.111 – 112).

Para lidar com o problema de autocorrelação serial dos resíduos, Rossi empregou o método de CORC, o que foi um grande equívoco. As variáveis em uso, não estacionárias, foram empregadas em nível o que implica em problemas de regressão espúria<sup>66</sup>. (NAKANE, 1994, p. 112-113).

Embora tenha encontrado estimativas que evidenciem a citada quebra estrutural, tal como Rossi, Teixeira (1991), ao testar a capacidade preditiva da equação estimada por Rossi constatou diversos problemas como rejeição das hipóteses de ausência de correlação serial dos resíduos e de adaptabilidade da forma funcional, para os conceitos de média e final de trimestre. Além do mais, houve reversão de sinal do coeficiente estimado da taxa de juros devido à colocação da variável defasada como argumento da equação.(p. 81)

Ao expandir o período em análise, surgiram problemas de multicolinearidade e de rejeição da forma funcional na especificação de Rossi, o que impediu a análise de possíveis quebras. Segundo Teixeira, Pastore (1991, apud TEIXEIRA, 1991 p.81-82) indicou a necessidade de incluir dummies sazonais e de um processo ARMA (4,2) dado que não haveria possibilidade de realizar o teste de Chow quando a estatística de Ljung Box fornece resultados fora da região de confiança.

---

<sup>65</sup> Mais detalhes de caráter econométrico podem ser vistos em Cerqueira, 1993, cap.3

<sup>66</sup> Para mais detalhes, ver Nakane, 1994, p. 112-113.

Com dados mensais a especificação sugerida por Rossi não poderiam ser adotada pois os testes construídos rejeitam as hipóteses de ausência de autocorrelação serial, normalidade e homocedasticidade dos resíduos. Ao utilizar a variável dependente defasada como variável explicativa obteve-se a estimativa do coeficiente da variável da taxa de juros com sinal oposto do sinal esperado (positivo).(p. 83 à 85)

Logo, a forma funcional de Rossi (1988) para o período 65-85, não se mostrou aceitável para o período 70-89.

Outro autor que incorreu em erro na utilização de variáveis em níveis não-estacionárias ocasionando problemas de regressão espúria foi Triches (1992). Tal situação invalida a inferência dos coeficientes. Outro problema encontrado foi em relação ao emprego de um modelo simples de ajustamento parcial para demanda por moeda no Brasil. A equação incorreu em sérios problemas de especificação evidenciados pela presença de autocorrelação serial dos resíduos. “A imposição do método de Cochrane-Orcutt, nesse caso, é falha devido a imposição de restrição sem testes que implicam em especificações não confiáveis”.(NAKANE, 1994, p.112 - 113).

O modelo de processo de defasagens distribuídas de Almon, por sua vez, não é satisfatório, devido o “problema de restrição de fatores comuns”<sup>67</sup> imposto sem testes e em seguida a utilização do procedimento de Cochrane Orcutt para a correção da correlação serial de primeira ordem dos resíduos, além da utilização em níveis de variáveis não estacionárias (NAKANE, p. 113).

Por fim, o modelo de defasagens de Almon junto ao modelo CORC para a correlação serial de primeira ordem nos resíduos, provou-se inócua sob o teste de razão de verossimilhança (NAKANE, 1994, p. 116).

Triches (1992) compreende, com base em seus resultados, que a utilização de dados anuais não são capazes de detectar os efeitos das mudanças institucionais de curto prazo. Por outro lado Teixeira (1991), também fez uma estimativa para demanda por moeda com dados mensais e concluiu que tais especificações não poderiam ser utilizadas já que a hipótese de ausência de autocorrelação serial, normalidade e homocedasticidade dos resíduos foi rejeitada.

---

<sup>67</sup> Para mais detalhes ver Nakane, 1994, p. 113-117.

Os resultados empíricos [de Triches (1992)] e de Pastore (1991) são contraditórios contra as evidências de que as flutuações das taxas de juros tiveram como consequência o aumento da dívida pública. (CERQUEIRA, 2006a, p.7)

Outro ponto contrário a Rossi (1988), e Triches seria a utilização da taxa de juros Cardoso-Rossi, cujo os indícios mostraram ser integradas de ordem dois, o que coloca em dúvida as especificações destes autores.(CERQUEIRA, 1993, cap. 5, p. 54).

Alguns trabalhos falham no que tange a apresentação de diagnósticos das estimativas analisadas. O estudo é feito sob uma análise de cointegração, mas não foram reportados os diagnósticos dos resíduos, o que impossibilita qualquer avaliação dos resultados estimados. (CERQUEIRA, 2006b, p. )

Em Nakane (1994), que empregou a metodologia de Johansen<sup>68</sup> com um mecanismo de correção de erros para explicitar o comportamento da demanda por moeda embora sua estimativa seja considerada pelo próprio como possuidora de boas propriedades de estabilidade, seus coeficientes apresentam sinais errados ou não intuitivos. Também não é possível avaliar seus resultados já que não foi utilizado algum teste multivariado de análise dos resíduos.( CERQUEIRA, 2006a, p.6)

Na seção seguinte, far-se-á um estudo comparativo entre os resultados e conclusões dos autores resenhados no capítulo 2 desta monografia.

### 3.2 – Comparação metodológica e de resultados.

Nesta seção, far-se-á um estudo comparativo entre as metodologias, testes realizados, resultados mais importantes e conclusões de caráter econométrico e econômico dos autores resenhados no capítulo 2. Serão levados em conta, também, as conjunturas econômicas dos períodos utilizados pelos autores em seus respectivos estudos, especialmente os anos 80.

---

<sup>68</sup> Ver Nakane, 1994, p. 90-110.

Até fins da década de 1980, no que diz respeito aos estudos econométricos, os problemas relativos à correlação serial não eram devidamente tratados. Por consequência, a questão da raiz unitária era desconsiderada. Desse modo, pode-se aferir que as estimativas de demanda por encaixes monetários para o Brasil, destes estudos, eram, na linguagem de cointegração, espúrias. A maior parte dos trabalhos desta época utilizou-se da metodologia Box-Jenkins sem considerar a possibilidade de cointegração das variáveis. O modelo Box-Jenkins, “está associado à pouca integração com a teoria econômica que os caracterizava. Em compensação, a importância destes trabalhos foi recolocar a discussão dos problemas de especificação em primeiro plano.”<sup>69</sup>

Podemos fazer algumas ilações de ordem econométrica e econômica sobre os estudos aqui relatados, que, por assim dizer, têm aspectos pioneiros no que diz respeito à utilização de técnicas econométricas até então muito pouco exploradas.

Por exemplo, dos primeiros trabalhos a promover testes de causalidade para a demanda por moeda para o Brasil foi Triches (1992). O teste utilizado foi o de Granger (1969) com o qual conclui que há uma causalidade que flui da base monetária e dos meios de pagamento para o nível de renda da economia; esse movimento se dá em sentido contrário entre os agregados monetários mais amplos e o nível de renda; a causalidade é bidirecional entre os agregados monetários e a taxa de inflação, com exceção da base monetária, caso em que ela se desloca unidirecionalmente, do nível de renda para a base.

Um estudo pioneiro em investigar as evidências de que as estimativas para demanda por moeda até então eram espúrias – ao estudar as estimativas de Pastore (1991) e indiretamente de Rossi (1988) - e a utilizar testes de raiz unitárias e multicointegração foi Cerqueira (1993), concluindo pela não integração das séries. Nakane (1994), por sua vez, preocupou-se em investigar com mais profundidade, - ao estudar o artigo seminal de Engle, Hendry e Richard (1983), em que há uma discussão do real significado de “causalidade” e “exogeneidade” - o grau de exogeneidade e superexogeneidade para a função demanda de moeda para o Brasil.

---

<sup>69</sup> Nakane, 1994, p.19

Quanto ao conceito de moeda utilizado para as estimativas de demanda por encaixes reais, nos trabalhos resenhados, as conclusões parecem convergir para os conceitos mais restritos, a saber, base monetária e meios de pagamento, seja por testes utilizados, seja tomando por base a conceituação teórica, apesar de Teixeira (1991) não ter encontrado em suas estimações um conceito ótimo de moeda. Teixeira (1991) e Triches (1992) foram os únicos a utilizar conceituações mais amplas para demanda por moeda.

Para Triches (1992) a definição de conceito de moeda mais apropriada para estudos econométricos parece ser a conceituação mais restrita, apesar de a conceituação de moeda ter mudado bastante devido as inovações financeiras. Os conceitos mais amplos de moeda, quando utilizados nas especificações tendem a ir de encontro as teorias mais tradicionais, como por exemplo a taxa de juros positivamente relacionada com a moeda. Com observações anuais não foi possível captar os efeitos das mudanças institucionais de curto prazo.

Teixeira (1991), afirma que maior parte dos modelos econométricos desconsidera as nuances de cunho institucional do setor financeiro, bem como as inovações financeiras. As estimativas em que foram utilizados conceitos M1, M2, M3 e M4 de moeda mostraram-se instáveis, que era previsível, pois o período incorpora uma série de inovações financeiras. Os resultados que foram obtidos para os conceitos mais amplos de moeda indicam um possível processo de deslocamento para todas as funções de demanda por moeda e uma quebra nos anos 80. **Em Teixeira (1991) é utilizado o método de mínimos quadrados generalizados para testar a quebra de 1980.** Os choques econômicos, alta inflacionária e inovações financeiras dificultaram a possibilidade de encontrar um conceito ótimo de moeda. Foi possível constatar, através do modelo de Leal e Werlang (1989) um processo de deslocamento da demanda por moeda<sup>70</sup>.

Em relação aos testes de raiz unitária e cointegração, como já dito, Cerqueira (1993) e Nakane (1994) forma os únicos dos trabalhos aqui tratados que realizaram ambos os testes.

---

<sup>70</sup> Para mais detalhes, ver Teixeira (1991,p. 87-110).

Para Cerqueira (1993), a demanda por moeda, mesmo tendo raiz unitária, pode ser estimada. Optou por estimar o modelo com as séries em níveis, pois com as séries integradas não houve resultados condizentes com a teoria. “O período em análise não é apropriado ao estudo econométrico proposto.” (p.82, cap.5). Não foi encontrada homogeneidade no período em análise por Cerqueira (1993), além do mais foi aventada a possibilidade de má especificação dos regressores determinísticos. Sua estimação de uma função demanda por moeda para o Brasil, acabou gerando um estudo sobre senhoriagem. Enfim, a não cointegração parece ter causa na estrutura dos dados e não necessariamente sobre a teoria econômica ou sobre a especificação da equação de demanda por moeda. Os testes aplicados podem não se adequar aos dados e a situação de instabilidade inflacionária. Logo o modelo de ajustamento parcial real não era viável para dados brasileiros no período estudado. Mais recentemente em Cerqueira (2006b), comentou:

Cerqueira (1993) obtém resultados para demanda por moeda a partir de estimações com processos ARMAX para os períodos 1966 a 1985 e 1966 a 1989. Isto porque não foram encontradas relações de cointegração entre as variáveis intervenientes na demanda por moeda – encaixes reais, produto, taxa de juros e expectativas inflacionárias adaptativas<sup>71</sup>.

Nakane reconhece presença de série (1,1), não estacionárias. Foi achada cointegração entre renda e inflação não são homogêneas com elasticidades igual ou muito próxima de um.

Uma equação de demanda por moeda montada somente com as variáveis explicativas tradicionais (taxa nominal de juros, taxa de inflação e produto real) não se mostra adequada, por apresentar problemas de falta de especificação (modelo de ajustamento parcial), quer por se mostrar inconstante (modelo de defasagens distribuídas segundo polinômio de Almon), ou por não representar restrições aceitas pelos dados (modelo de polinômios de Almon com restrição de fatores comuns (p.121).

Quanto aos testes de exogeneidade e superexogeneidade, Nakane (1994) foi o único dos trabalhos aqui relatados, que os realizou. Os testes, grosso modo, tem a finalidade de detectar o grau de exogeneidade das variáveis em questão. Nestes testes, os resultados obtidos foram divergentes: uns indicaram que a taxa de juros e de inflação

---

<sup>71</sup> Em Cerqueira (2006) é utilizado procedimento sugerido por Stock e Watson (1990) “(...) em que as hipóteses [de cointegração] podem ser testadas sem que primeiro os regressores tenham de ser estacionarizados.”

são fracamente exógenas e superexógenas para os parâmetros da equação, outros não dão respaldo a esta hipótese. Neste caso, porém, “(...) não se pode afirmar que a taxa de inflação e a taxa nominal de juros não sejam fracamente exógenas para os parâmetros de longo prazo, uma vez que o teste concentra-se em condições de suficiência para exogeneidade fraca” (p.148).

Quanto à análise dos resíduos<sup>72</sup>, Cerqueira (1993) testou os resíduos das séries unitárias e de multicointegração reportando os testes de correlação serial e normalidade, concluindo que seria necessário, para conseguir resíduos independentes e não-correlacionados, obter uma ordem considerável de polinômios de *lags*<sup>73</sup>. Por exemplo, os testes de diagnósticos de VECM e VAR realizados por Cerqueira (p.74, cap.5) refutam as hipóteses de normalidade e ausência de correlação serial, o que reforça a conclusão de não estacionariedade dos resíduos. Nos testes de cointegração, em muitos casos, foi violada a hipótese de normalidade dos resíduos e de estacionariedade, o que implica a impossibilidade de cointegração entre as séries. Numa posição diametralmente oposta, pode-se colocar o trabalho de Teixeira (1991), pois não há análise dos resíduos<sup>74</sup>.

Em Triches (1992), na parte referente aos testes de causalidade, foram realizados vários testes para a análise dos resíduos existindo em quase todos os casos a existência de autocorrelação serial, especialmente quando os componentes monetários fazem parte da regressão junto com o nível de renda em termos nominais<sup>75</sup>.

Nakane (1994), em seus testes de cointegração e raiz unitária, verificou a não estacionariedade dos resíduos. Também observou que os resíduos<sup>76</sup> das séries de inflação e taxas de juros estimadas via mínimos quadrados recursivos<sup>77</sup> têm uma estrutura ARCH, que foi detectada por quase todos os testes de exogeneidade. Foi

---

<sup>72</sup> A verificação das hipóteses de resíduo normal, homocedástico, independente e com média zero, é fundamental, dado que, caso haja violação dos mesmos, a utilização do modelo deve ser posta em causa.

<sup>73</sup> Para as séries da taxa de inflação e taxa de juros, seriam necessárias um número considerável de polinômio de lags.

<sup>74</sup> Apesar de em suas estimativas existirem as estatística Durbin-Watson e Durbin-H.

<sup>75</sup> O autor, assim como Cerqueira (1993), tentou transformar os resíduos em ruído branco através da utilização de filtros como o de Nerlove. Porém, não obteve o mesmo êxito de Cerqueira (1993).

<sup>76</sup> A estrutura da variância dos resíduos é de vital importância para determinar o “grau” de exogeneidade de uma série.

<sup>77</sup> Séries estas elaboradas para os testes de exogeneidade.

detectado que os resíduos da série estimada para a inflação via mínimos quadrados recursivos apresenta quebras em sua variância confirmando sua suspeita de que “o processo estocástico subjacente à taxa de inflação parece ter-se alterado a partir do Plano Cruzado”.(p.125). Comportamentos semelhantes têm os resíduos para a série estimada para a taxa de juros. Já para os resíduos do prêmio do dólar não apresentaram uma estrutura ARCH importante.

Ilações de ordem econômica parecem ser convergentes em diversos aspectos, a não ser a defesa de quebra estrutural defendida por Teixeira (1991) e a existência de instabilidade sustentada por Triches (1992):

Para Teixeira (1991) uma das razões para a aludida quebra ocorrida nos anos 80, pode-se citar o alto número de planos econômicos que promoveram choques e perda de confiança dos agentes nos ativos financeiros. As inovações financeiras e o recrudescimento inflacionário ampliaram a possibilidade de substituição de papel moeda por ativos financeiros<sup>78</sup>.

Já para Triches (1992) o ajustamento entre os saldos monetários observados e efetivamente demandados não é instantâneo, os indivíduos ajustam suas demandas por moeda no decorrer do tempo, ou suas expectativas se ajustam de forma lenta. A instabilidade na demanda por moeda pode ter se dado em decorrência das inovações financeiras ou por um aumento no grau de liquidez. Logo, uma política monetária que controlasse a oferta de moeda implicaria em resultados imprevisíveis, dado que a demanda poderia ter um comportamento instável.

Enquanto em Cerqueira (1993), dados os resultados, foi abandonada a tese de existência de efeito Fisher no período 1966 a 1985. Houve diversas tentativas de controle de taxas de juro e cerceamento das atividades econômicas. “(...) uma fase de estabilidade seguida por outra de instabilidade de preços” propiciou um processo de ‘reacomodação’ no comportamento dos agentes, dado que a percepção do processo

---

<sup>78</sup> Quanto a quebra aludida por Teixeira (1991) em 1980, Nakane a encontra, porém justifica-a pela existência da sobreposição de duas séries de PIB por ele utilizada, o que talvez tenha se dado em função das diferentes metodologias usadas para calculá-las.

inflacionário não é instantâneo de maneira geral, o que implica efeitos nas séries econômicas, como a existência de choques regulares.

Até 1985 não existiu evidências sobre indicações de processo hiperinflacionário: a senhoriação era praticamente constante, apesar de que as inovações financeiras teriam limitado sua coleta. A evidência de uma hiperinflação indicava que o governo não obedecia nenhuma restrição orçamentária intertemporal. A alta da inflação no fim dos anos 80 deu-se em decorrência das contrações da demanda por moeda.

Enfim, Nakane (1994) afirma que, do ponto de vista teórico, o surgimento dos novos clássicos propiciaram diversas questões especialmente no que diz respeito a condução de política econômica. A inflação, após 1986, passa ter um comportamento bem mais volátil, com quedas e subidas abruptas. Até fins de 1985 houve uma forte tendência de queda da moeda real e logo a seguir, o comportamento da série flutua muito, para Nakane (1994) tal fenômeno se devia:

Ao(s) (...) planos de estabilização adotados (Cruzado e Bresser). Cada plano teve como consequência imediata um processo de monetização da economia que estancava momentaneamente a tendência de queda. Com o fracasso do plano, novamente essa tendência era retomada. Nota-se também a presença de algum componente sazonal (p.77-78).

Outro ponto importante a ser estudado, diz respeito ao período escolhido pelos autores para as respectivas análises. Obviamente, a ‘qualidade’ das séries utilizadas para as estimações têm relação direta com os resultados favoráveis para uma boa estimação, por assim dizer. Essa questão foi tratada de forma implícita nos parágrafos precedentes. Porém, percebeu-se necessário tecer considerações de cunho conjuntural, isto é, descrever, mesmo que de modo sucinto, o ocorrido durante os períodos em estudo pelos trabalhos em questão, especialmente as Políticas Econômicas da segunda metade dos anos 80. Convém lembrar que todos os trabalhos utilizaram séries trimestrais, porém Teixeira (1991) e Triches (1992) também estimaram funções de demanda por encaixes reais utilizando dados mensais e/ou anuais, sem, no entanto, obterem resultados importantes.

Enquanto Cerqueira (1993) utilizou em seu trabalho, séries até fins de 1985, Teixeira (1991), Triches (1992) e Nakane (1994), incluíram em seus dados um

período extremamente conturbado e que suscita discussões até hoje: o Plano Cruzado e o Plano Bresser, sendo que o período em análise de Teixeira (1991) ainda incluía o Plano Verão. Desse modo, torna-se necessário, mesmo descrevendo em breves linhas, a conjuntura econômica desse período, com destaque especial a estes Planos:

O Plano Cruzado, em breve linhas considerava “a inflação brasileira como um fenômeno puramente inercial, isto é, a principal idéia subjacente ao plano era o diagnóstico heterodoxo de inflação 100% inercial”. (p.1). Vigorou de 1986 a 1987.

Os Planos Bresser [e] Verão de 1987 e 1989, respectivamente “foram adotados com o propósito geral de conter o processo inflacionário, que se agravou após o insucesso (...) [do] Plano Cruzado” (BELUZZO, 2007, p.1). Esses planos heterodoxos foram concebidos em um ambiente de forte restrição externa [e de grandes déficits públicos nos anos 80] e as medidas ortodoxas, anteriormente implementadas “(...) revelaram-se ineficazes”. De acordo com Beluzzo: “Os Planos heterodoxos surgiram como únicas opções para evitar a hiperinflação”. O Plano Cruzado tinha a missão de “(...) restaurar a unidade das funções de moeda em uma estabilização duradoura”. Os Planos Bresser e Verão tinham por objetivo, controlar “os processos de aceleração de aumentos de preços (...) e, assim afastar provisoriamente a ameaça de descontrole da formação de preços, evitando o risco de hiperinflação”. Com o fracasso do Plano Cruzado, o período em que vigoraram os Planos Bresser e Verão, o Brasil conviveu com altos riscos de inflação aberta. Desde então, foi aprimorada as “condições de funcionamento da moeda indexada”, com a existência, na prática, de duas moedas na economia”, além dos já citados planos Bresser e Verão.<sup>79</sup>

Nos dizeres de Beluzzo, no término do governo Sarney, a questão da moeda indexada foi levada ao limite, imobilizando assim a política monetária, que objetivava somente manter as taxas reais de juros elevadas para conter a fuga de capitais.

Enfim, para Dias, Montoya, Abdallah e Martins(1998):

para que o Plano Cruzado não fracassasse, deveriam ter sido tomadas, além do congelamento de preços, medidas de controle e financiamento do déficit público, entre outras de natureza fiscal e de políticas monetárias. O grande

---

<sup>79</sup> Deve-se frisar, que neste período, as instituições financeiras tiveram papel passivo na adoção dos planos.

erro do plano foi supor que o congelamento de preços, por si só, seria capaz de debelar um processo inflacionário.

Para Cerqueira (2006b), porém, o Plano Cruzado “desencadeou uma série de planos semelhantes cujo resultado foi acelerar a inflação”. Para Cerqueira (2006b), sobre as suas estimativas para o período:

por utilizarmos dados trimestrais, não é possível incluir na amostra o primeiro trimestre de 1986, porque em março desse ano foi implantado o plano Cruzado, gerando um salto imediato da demanda por moeda, o que perturbou completamente as estimações.

E também conclui que:

ficou descartado o risco de ocorrer uma hiperinflação por volta do início de 1986, induzindo-nos a concluir que a implantação do Plano Cruzado, sem um planejamento adequado, foi uma atitude precipitada da autoridade econômica. Para a economia, as conseqüências foram nefastas, uma vez que o fracasso do plano acelerou ainda mais a taxa de inflação, desorganizou o sistema de preços relativos e o lado real da economia e deu origem a uma família de planos semelhantes, cuja função era interromper uma escalada inflacionária, para, em seguida aos seus fracassos, aumentar o patamar e acelerar a taxa de inflação.

É sob esta conjuntura econômica que Teixeira, Triches e Nakane estimaram ou tentaram estimar suas respectivas demandas por moeda, incluindo o conturbado período do Plano Cruzado. Logo, pode-se concluir que nas séries de inflação do período utilizados por Teixeira (1991), Triches (1992) e Nakane (1994), numa economia indexada, a inflação passada tinha uma intensa influência na inflação corrente, tendo um forte componente inercial. (BARBOSA, BRANDÃO e FARO, 1989, apud DIAS, MONTOYA, ABDALLAH e MARTINS, 1998)<sup>80</sup>. Desse modo, seria razoável pensar, que, como foi detectado por Nakane, a série da taxa de inflação tivesse uma alteração significativa em seu processo estocástico justamente a partir do Plano Cruzado, pois, pode-se aventar que o fato de as séries terem sido ‘comprometidas’ pela indexação de preços e de moeda, com observações mais antigas tendo grande influência nas mais recentes, implicando na aparição de grandes *outliers* verificados entre as observações, teria impacto significativo nas correlações dos resíduos e na variância dos mesmos, o que levaria a resultados questionáveis e a regressões com fraco poder de previsão.

---

<sup>80</sup> BARBOSA, F.H.; BRANDÃO, A.S.P. & FARO, C. O reino mágico do choque heterodoxo. In: *Plano Cruzado: inércia x inépcia*. Rio de Janeiro: Globo, 1989, p.75-157.

A conclusão de Nakane (1994) corrobora a assertiva de Triches (1992) “ao alertar que o período relativo ao plano Cruzado convém não ser incluído para estimar demanda por moeda, pois o método de estimação é incapaz de captar os efeitos do forte impacto às variáveis que explicam a demanda por moeda”. Nas estimativas de Triches, incluindo o período em questão, os resultados foram sempre insatisfatórios: as estimativas que incorporaram as observações referentes ao Plano Cruzado mostram um alto valor para a estatística que testou a estabilidade dos parâmetros estruturais. O autor considera importante tratar de forma mais rígida os diferentes regimes monetários da época em estudo.

A seguir é apresentado um quadro comparativo dos estudos comentados no capítulo 2 da presente monografia, entre alguns outros itens que se julgaram importantes:

Quadro comparativo dos estudos resenhados:

		Teixeira(1991)	Triches (1992)	Cerqueira (1993)	Nakane (1994)
Período em estudo		1970(1) – 1989(4)	1973(1) – 1987(4)	1966(1)-1985(4)	1974(1)-1988(1)
Modelagem Econométrica Utilizada		Mínimos quadrados ordinários , Método de Cochrane-Orcutt, Método de mecanismo parcial nominal, Leal Werlang (1989).	Mínimos quadrados ordinários, Modelo de demanda de moeda de longo prazo incorporando uma variável tempo, Mecanismo de ajustamento parcial real e nominal, Mecanismo de polinômios de Almon	Modelo de ajustamento parcial real e Método de Correção de Erros de Engle-Granger (1988)e/ou Kremers, Ericsson e Dolado (1992), processo ARMAX.	Processo ARMA, Modelo Ericsson, Campos e Tran (1990) para correção de erros.
	Conclusões	Influência do passado na equação reestimada pelo mecanismo de ajustamento parcial e nominal pareceu ser melhor. Ao se expandir o período em análise há problemas de multicolinearidade, rejeição da forma funcional, heterocedasticidade e resíduos não-normais <sup>1</sup> . Utilizou-se o modelo de Leal e Werlang (1989), que se mostrou aceitável para o período 1979-1989; anterior à isso há problemas quanto a normalidade dos resíduos.	Os resultados não indicaram claramente a forma funcional mais relevante para explicar a demanda por moeda. Os modelos da demanda por moeda de curto prazo e de distribuição defasada produziram resultados mais satisfatórios.	O modelo de ajustamento parcial não se mostrou viável a testar os dados brasileiros.	As estatísticas de diagnóstico não são significativas ao nível de 5% , logo é um modelo com resíduos aproximadamente normais, ruído branco, homocedásticos e inovação com relação às variáveis que comparecem na regressão, todos os termos da regressão são I(0).

<sup>1</sup> A forma funcional utilizada por Rossi, quando expandido não se mostra aceitável. Há alta colinearidade entre as taxas de inflação e juros, o que sugere a utilização de uma delas na especificação.

Quadro Nº. 1. Fonte: elaboração própria com base em Teixeira (1991), Triches (1992), Cerqueira (1993) e Nakane (1994)

Procedimentos/ Testes realizados	Teixeira(1991)	Triches (1992)	Cerqueira (1993)	Nakane (1994)
Cointegração/raiz unitária			Análise da correlação de cointegração, Dickey-Fuller Aumentado e Ouliaris, Park e Phillips <sup>ii</sup> .	Análise da correlação de cointegração, Dickey Fuller Aumentado e Phillip Perron <sup>v</sup> .
Multicointegração			Engle-Granger <sup>iii</sup> , Johansen e Johansen e Juselius, Correção de erros: Campos, Ericsson e Tran , Kremers, Ericsson e Dolado <sup>iv</sup> v;	Johansen <sup>vii</sup>
Causalidade		Granger		Granger
Normalidade	Jarque-Bera		Bera-Jarque, LM modificado.	Bera-Jarque
Homocedasticidade			Glejser (Fgle(h)), White (FWhite), ARCH,	ARCH
Forma funcional		Teste F, SER (desvio padrão da regressão)	Ramsey (RESET).	Teste F, Ramsey (RESET).
Restrição de coeficientes/Colinearidade			Wald, Razão de Verossimilhança	
Não-Linearidade			McLeod-Li	
Correlação serial	Durbin-Watson, Durbin-H	Durbin-Watson, Cochrane Orcutt	Correlograma dos resíduos, Durbin-Watson, Breusch-Godfrey, versão F(LM modificado), Ljung Box.	Correlograma, Durbin-Watson <sup>vi</sup>
Estabilidade do Modelo/Forma funcional	Chow	Chow <sup>vii</sup>	Ramsey.	RESET (Ramsey)

Quadro Nº. 2. Fonte: elaboração própria com base em Teixeira (1991), Triches (1992), Cerqueira (1993) e Nakane (1994)

		Teixeira(1991)	Triches (1992)	Cerqueira (1993)	Nakane (1994)
Testes realizados	Exogeneidade				Hendry (1988), Teste de inversão da função em questão, Engle e Hendry (1993), Engle (1982 e 1984) e teste de exogeneidade fraca para parâmetros de longo prazo <sup>viii</sup> .
	Resultados finais		O teste de Chow evidencia uma relação instável entre a moeda e as variáveis explicativas. <sup>ix</sup> O teste Granger em geral, indica que a moeda deve ser tratada de maneira endógena <sup>x</sup> . Foi constatada heterocedasticidade em todos os procedimentos.	Os resíduos não tiveram as hipóteses de correlação serial e normalidade rejeitadas. Porém os testes de cointegração não invalidam essa hipótese. Foi constatada heterocedasticidade por todos os procedimentos. Quanto aos testes de raiz unitária, em geral, o ADF indicou séries I(1) e os teste OPPHI, I(0). Os testes de multicointegração, em geral, não indicam cointegração entre as variáveis.	Os testes de raiz unitária e cointegração indicam a cointegração entre as variáveis. Há ambigüidade no resultado dos testes de exogeneidade, alguns indicam que a taxa de juros e de inflação são fracamente exógenas e superexógenas para os parâmetros da função demanda de moeda, outros apontam o contrário <sup>xi</sup> .

Quadro Nº. 3. Fonte: elaboração própria com base em Teixeira (1991), Triches (1992), Cerqueira (1993) e Nakane (1994)

		Teixeira(1991)	Triches (1992)	Cerqueira (1993)	Nakane (1994)
Variáveis utilizadas na estimação		$Y, \pi, i$	$Y, \pi, i$	$Y, \pi, i$	$Y, \pi, i, e$ (foram feitas pesquisas para descobrir possíveis variáveis omitidas)
Justificativa		Teoria monetária	Teoria monetária	Ver testes de cointegração e raiz unitária. Ver comentários sobre análise univariada e multivariada	Problema de falta de especificação (modelo de ajustamento parcial) ou por não se mostrar constante (modelos de defasagens distribuídas segundo polinômio de Almon e modelo de mecanismo de correção de erros) ou por não representar restrições aceitas pelos dados (modelos de defasagens distribuídas segundo polinômio de Almon com restrição de fatores comuns).
Conceito de moeda utilizado		PMPP, PMC, BM, M1, M2, M3 e M4	Base monetária, Meios de pagamento (sendo que esta originou estimativas mais adequadas)	Base monetária <sup>xii</sup>	M1 (conceito estreito de moeda, que abrange o papel moeda em poder do público mais depósitos a vista nos bancos comerciais)

Quadro N°. 4. Fonte: elaboração própria com base em Teixeira (1991), Triches (1992), Cerqueira (1993) e Nakane (1994).

- 
- ii Enquanto o teste OPPHI indica que as séries, são, em geral,  $I(0)$ , o teste ADF indica que as séries, em geral, são  $I(1)$ .
- iii Teste de cointegração em dois estágios.
- iv Estes constituem análise bivariada ou multivariada. Enquanto em Johansen não se rejeitou a integração entre moeda real, renda real, taxa de juros, inflação e entre coeficiente de monetização, taxa de juros e inflação, o procedimento de Engle-Granger, por sua vez encontra evidência de cointegração para o segundo grupo, não encontrando para o primeiro. Enfim, as séries não são cointegrantes segundo o procedimento de Johansen, dado que Engle-Granger taxa de juros e inflação não cointegram.
- v Porém Cerqueira (2006, p.7), relata: “as evidências não são suficientes para se concluir sobre a existência de uma relação de cointegração entre as variáveis intervenientes na demanda por moeda. Assim, a relação entre moeda real, produto real e taxa de inflação esperada, por um lado, e entre coeficiente de monetização e inflação esperada, por outro, não é do tipo mecanismo de correção de erros; assim, pelo teorema de Representação de Granger, o sistema deveria ser estimado com um VAR em diferenças”.
- vi Porém, nenhum teste multivariado de diagnóstico dos resíduos é apresentado. (Cerqueira (2006<sup>b</sup>), p. 6)
- vii Foi aplicada a Técnica iterativa de Cochrane Orcutt para correção de correlação serial
- viii Testes de exogeneidade relevantes dizem respeito às variáveis taxa de inflação e taxa de juros que afetam sistematicamente a demanda de moeda. As demais ou são determinísticas ou representam choques de oferta monetária.
- ix Em quase todas as estimativas são observadas importantes mudanças nos parâmetros estruturais dos anos 70 para os anos 80.
- x Foi constatado que a “(...)a relação causal corre unidirecionalmente dos conceitos mais próximos de moeda, base monetária e meios de pagamento para o nível e renda real”. E também foi constatado: “(...) presença de uma relação causal entre a taxa de expansão de componentes monetários e a taxa de variação dos preços”. Por fim “os testes confirmaram uma causalidade unidirecional deslocando-se da taxa de variação de preços e as taxas de rendimento sobre os ativos financeiros”
- xi Os testes de exogeneidade forte englobam o conceito de causalidade segundo Granger.
- xii Segundo Cerqueira (1993), até 1986 os depósitos do público do Banco do Brasil compunham o passivo monetário das autoridades monetárias, portanto do conceito de base.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Conforme exposto no começo deste trabalho, o presente estudo buscou discutir as metodologias utilizadas por alguns autores, para elaborar uma função de demanda por encaixes monetários e o comportamento ao longo de um dado período, especialmente num período crítico marcado pelas inovações nos resultados no mínimo duvidosos e aceleração inflacionária nos anos 70 e 80.

Como já foi mencionado, Fishlow (1968) foi considerado, no presente trabalho, como a demanda por moeda no Brasil e os trabalhos que se seguiram foram utilizadas diversas técnicas sendo os resultados estes menos óbvios se comparadas a estudos de outros países e conseqüentemente, as conclusões que se deve, como já foi frisado, a informações estatísticas incipientes, especialmente para dados anteriores à metodologia utilizada.

Em seguida, foi elaborada uma resenha dos estudos de Teixeira (1991), Triches (1992) que em maior ou menor grau citam e/ou estudam as estimativas de Rossi (1988) e Pastore (1991), o que se considera que justifica a escolha destes trabalhos para um estudo de ordem econométrica.

Os estudos aqui comentados apresentam disparidades no que tange, principalmente, a por moeda no período entre 1970 à 1990. Autores como Teixeira (1991) e Triches (1992), têm esta hipótese em seus testes. O problema de tal instabilidade, porém, é que, não há como administrar uma política monetária com moeda instável, dado que, como já foi dito de outra maneira, uma especificação instável pode não apresentar a precisão dos parâmetros estimados.

Nakane (1994), como já foi dito, conseguiu estimar uma regressão para a demanda com propriedades de estabilidade, porém, no entanto, apresenta sinais errados e não intuitivos. Além do mais, Cerqueira (2006), nenhum teste multivariado de diagnóstico, conforme já foi visto, impossibilitando a avaliação da demanda.

Para Cerqueira (1993), o período em estudo é bem diversificado, possuindo períodos de estabilidade e instabilidade. Ele credita à alta inflacionária a instabilidade na função demanda por moeda. Para o período anterior à 1974 e outro período de maior instabilidade que coincide com o período de “escândalo” na década de 1980.

É discutida, também, por todos os autores, uma possível quebra estrutural ou a redução da demanda nos anos 70 e início dos anos 80, bem como a instabilidade da função demanda por moeda especialmente partindo da ocorrência das inovações financeiras e da aceleração da inflação.

Teixeira (1991) confirma categoricamente tal quebra, como pode ser visto na seção 4.2, concordando, dessa forma com o que conclui Rossi(1988).

---

Triches (1992) relata como já foi dito uma mudança nos parâmetros estruturais, da década de 1970 para a década de 1980, mas não necessariamente houve uma quebra da função por encaixes reais em 1980.

Cerqueira (1993) considera que a série de renda real obtida com um encadeamento de métodos diferentes não teria validade estatística. Desse modo poder-se-ia dizer que tal afirmação não corrobora especificamente em 1980.

Nakane (1994), como foi visto, argumenta que a existência de uma possível quebra e o encadeamento das séries, logo concluiu-se que a quebra se deveu, não necessariamente às inovações processadas nos anos 70 e a aceleração inflacionária, que se verificou em meados da década de 1980. Os dados indicam a existência de uma possível quebra estrutural, mas sem alguma importância, a partir de 1986, a partir da variância de algumas séries como da taxa de inflação, moeda real e taxa de juros. (p.83)

A forma como foi elaborado o índice do PIB pode ser a causa de algumas estimativas divergentes em diversos trabalhos que se tem notícia. Porém, nem todos os autores se preocuparam em avaliar uma possível quebra nas séries do PIB, já que provavelmente foram elaboradas com técnicas diferentes, como atestam Cerqueira (1993).

É bem provável que a reversão do sinal da taxa de juros em algumas regressões tenha ocorrido ou por conta da alta da inflação, para isso seria interessante investigar o comportamento da demanda por moeda depois de estimar todo período.

---

Em relação à utilização de variáveis não usuais em uma regressão, Nakane (1994), afirmar que a variável prêmio do dólar do mercado paralelo seria uma forte candidata à variável omitida. T implicaria em problemas de má especificação, inconstância e “ou ainda não representar restrições aceitas pel

Em relação aos testes utilizados pelos autores, observou-se, especialmente nos preocupação com a estacionariedade das séries, coisa que não foi muito explorada por Teixeira (1991). Enqu não cointegram, o segundo afirma o contrário. Mesmo havendo raiz unitária confirmado por ambos em se que é possível estimar uma função de demanda por moeda com as séries em nível, ao contrário de Nakane. causalidade, no que diz respeito à análise dos resíduos, há fortes evidências de correlação serial. O autor co flui da base monetária e dos meios de pagamento para o nível de renda da economia é unidirecional; assim c mais amplos e o nível de renda, sendo que neste caso ocorre em sentido oposto; já a causalidade é bidirecion taxa de inflação , com exceção da base monetária , caso em que ela se desloca unidirecionalmente, do nível de

Quanto ao melhor conceito de moeda para a estimativa de uma função de demanda po concordância mútua, implícita ou explicitamente, que o conceito mais restrito é o mais viável.

Também parece ser de concordância mútua que a inflação e as inovações financeir redução da demanda por moeda, havendo, porém discordâncias em que momento essa mudança ocorreu, com

#### **Referências Bibliográficas:**

BANCO CENTRAL. Glossário. Disponível em: < [www.bacen.gov.br/?GLOSSARIO](http://www.bacen.gov.br/?GLOSSARIO)> Acesso em 11

---

BARBOSA, Fernando de Holanda. **Demanda de moeda no Brasil: Uma resenha da evidência e Planejamento Econômico**, 1978. v. 8, 49 p.

BARBOSA, Márcia Costa. **Inovações Financeiras e Parâmetros Variáveis: Um Modelo par** Dissertação (Mestrado) – Curso de Ciências Econômicas, Departamento de Economia, PUC-RJ, Rio de Janeiro

BELUZZO, Luiz Gonzaga de Mello. **Planos Econômicos: Parecer** [http://www.febraban.org.br/p5a\\_52gt34++5cv8\\_4466+ffl45afbb52ffrtg33fe36455li5411pp+e/CNF/HOME/Fanos%20Econ%F4micos%20\(resumo\).pdf](http://www.febraban.org.br/p5a_52gt34++5cv8_4466+ffl45afbb52ffrtg33fe36455li5411pp+e/CNF/HOME/Fanos%20Econ%F4micos%20(resumo).pdf). Acesso em: 16/11/2010.

CARDOSO, Eliana A.. Uma Equação de Demanda de Moeda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico** 19 p., 1 dez. 1981.

CERQUEIRA, Luis Fernando. **Atividade Monetária entre 1964 e o Início de 1986**. 2006a. Textos para Discussão, Niterói, 2006, p.28. (Texto para discussão nº 196). Disponível em: < <http://www.uff.br/econ/download/tds/196.pdf> >. out. 2009.

\_\_\_\_\_. **Demanda por Moeda, Senhoriagem e Megainflação**. 2006b. Textos para Discussão, Niterói, 2006, p.39. (Texto para discussão nº 201). Disponível em: < <http://www.uff.br/econ/download/tds/201.pdf> >. out. 2009.

\_\_\_\_\_. **Demanda por Moeda Regressões Espúrias e Níveis de Instabilidade**  
 Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia, Departamento de Economia, PUC, Rio de Janeiro, 1993.

DIAS Roberto Serpa, MONTOYA Marco Antonio, ABDALLAH Patrícia Raggi, MARTINS Ricardo  
**100% inercial: Um teste de ajustamento de Modelos ARIMA.** Teoria e Evidência Econômica. Passo Fu  
 Disponível em: [http://www.upf.tche.br/cepeac/download/rev\\_n10\\_1998\\_art4.pdf](http://www.upf.tche.br/cepeac/download/rev_n10_1998_art4.pdf). Acessado em: 19/09/2010

GIAMBIAGI, Fábio; VALLS PEREIRA Pedro Luís. **Déficit público e inflação: o caso brasileiro**  
 Planejamento Econômico v. 20 n 1, abr. 1990. 20 p. Disponível em: <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/>  
 jun. 2010.

GUJARATI, Domodar N. **Econometria Básica.** Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

IPEADATA. Disponível  
[http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?SessionID=1469776306&Tick=1290277570984&VAR\\_FU](http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?SessionID=1469776306&Tick=1290277570984&VAR_FU)  
[o\('iframe\\_dados\\_i.htm'\)&Mod=I](http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?SessionID=1469776306&Tick=1290277570984&VAR_FU)

NAKANE, Márcio Issao. **Testes de Exogeneidade e de Superexogeneidade para a Demanda por**  
 Dissertação (Mestrado) – 18º Prêmio BNDES de Economia, Rio de Janeiro, 1994.

PRADO, Eleutério F. S. **Demanda de moeda no Brasil: o problema da forma funcional**. Rio de Janeiro: IUPERJ, 1978. *Economia* n. 8 v. 3, dez. 1978. 13 p. Disponível em:

ROSSI, Jose W.. **A demanda por Moeda no Brasil: o que ocorreu a partir de 1980?** Rio de Janeiro: IUPERJ, 1988. 17 p. Disponível em: <<http://www.ppe.ipea.gov.br/index.php/pppe/article/view/973/91>>

\_\_\_\_\_. **A demanda por Moeda no Brasil: Uma análise de co-integração**. Texto para discussão n. 335. 14 p.. Disponível em:

\_\_\_\_\_. **O modelo hiperinflacionário da demanda por moeda de Cagan e o caso do Brasil**. Texto para discussão n 335. 20 p. Disponível em: [http://getinternet.ipea.gov.br/pub/td/1994/td\\_0335.pdf](http://getinternet.ipea.gov.br/pub/td/1994/td_0335.pdf). Acesso em: 18 ago. 2010.

SAES, Flávio Azevedo Marques de. **A moeda e o crédito**. 41. ed. São Paulo: ScieELO, 2010. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/ea/v15n41/v15n41a08.pdf>>. Acesso em: 18 ago. 2010.

TEIXEIRA, Nilson. **Demanda de moeda no Brasil: a comprovação de seu deslocamento**. 78 f. Economia, Departamento de Economia, Puc, Rio de Janeiro, 1991.

---

TRICHES, Divanildo. **Demanda por Moeda no Brasil e a Causalidade entre as variáveis Monetárias**. 1992. 115 p. Dissertação (Mestrado) – 16º Prêmio BNDES de Economia, Rio de Janeiro, 1992.

Notas referentes ao quadro comparativo: