TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 419

A Demanda por Moeda no Brasil: 1974/95

Octávio A. F. Tourinho

MAIO DE 1996

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA
BIBLIOTECA
IPEA

IPEA

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 419

A Demanda por Moeda no Brasil: 1974/95

Octávio A. F. Tourinho

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA
COORDENADORIA DE DOCUMENTAÇÃO E BIBLIOTECA

MAIO DE 1996

MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO E ORÇAMENTO

Ministro: *José Serra*
Secretário-Executivo: *Andrea Sandro Calabi*

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

O Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA é uma fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento.

PRESIDENTE

Fernando Rezende

DIRETORIA

Claudio Monteiro Considera
Gustavo Maia Gomes
Luis Fernando Tironi
Luiz Antonio de Souza Cordeiro
Sérgio Francisco Piola

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos no IPEA, informando profissionais especializados e recolhendo sugestões.

As opiniões emitidas em Texto para Discussão não exprimem, necessariamente, o ponto de vista do Ministério do Planejamento e Orçamento.

REPROGRAFIA

Edson Soares

Tiragem: 250 exemplares

SERVIÇO EDITORIAL

Rio de Janeiro - RJ:

Av. Presidente Antônio Carlos, 51 - 14º andar - CEP 20.020-010
Tel.: (021) 220-5533 - Fax: (021) 240-1920

Brasília - DF:

SBS. Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES - 10º andar - CEP 70.076-900
Telefax.: (061) 325-5314

SUMÁRIO

1 - INTRODUÇÃO

2 - A FORMA FUNCIONAL BOX-COX NA DEMANDA POR MOEDA

3 - ESPECIFICAÇÃO EMPÍRICA

4 - A DEMANDA POR MOEDA NO BRASIL -- 1974/95

5 - CONCLUSÃO

BIBLIOGRAFIA

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA
COORDENAÇÃO DE DOCUMENTAÇÃO E BIBLIOTECA
IPEA

1 - INTRODUÇÃO

A condução da política econômica, e da política monetária em particular, pode ser beneficiada pela disponibilidade de uma equação empírica que permita prever o efeito sobre a demanda por moeda das diferentes variáveis que a afetam. Ela poderia auxiliar no estabelecimento das metas monetárias e da trajetória da taxa de juros, evitando mudanças freqüentes de política e criando um ambiente econômico mais estável para o funcionamento da economia.

Por outro lado, a possibilidade de encontrar uma equação empírica que se ajuste bem aos dados, de modo a permitir a sua utilização para exercícios deste tipo, tem sido vista com freqüente ceticismo por alguns analistas. Isto ocorre principalmente devido à aceitação da premissa de que os choques econômicos da história brasileira recente teriam tido tal impacto sobre a estrutura da economia que invalidariam qualquer tentativa de identificar relações de longo prazo entre a demanda por moeda e as suas variáveis explicativas. Alternativamente, pode-se argüir que a existência de uma relação estável deste tipo é uma questão empírica, e que uma equação adequadamente especificada talvez consiga acompanhar estes choques, refletindo propriedades mais profundas da demanda por moeda que não se alteram significativamente, mesmo quando a economia é submetida àqueles choques.

A se aceitar o primeiro dos pontos de vista acima, a política monetária passa a ter que ser conduzida com base em indicadores indiretos de liquidez, levando por vezes a variações freqüentes, e em outros casos a uma estratégia adaptativa (e talvez lenta), na condução da política monetária. Entretanto, se o segundo enfoque puder ser aceito, claramente se podem obter ganhos significativos na eficiência na condução da política econômica.

Este artigo traz uma contribuição à discussão desta questão, pois trata da especificação de uma equação empírica para a demanda por moeda para o Brasil nos últimos 20 anos, período em que o país enfrentou um processo de alta inflação,[1] quando a taxa de inflação mensal, capitalizada continuamente, variou de cerca de 3% até próximo de 60%, entremeada por vários planos de estabilização. A demanda real por moeda nos meses de inflação muito alta é cerca de 1/6 daquela nos períodos de baixa inflação (Gráfico1).

Propõe-se aqui um modelo que pode ser considerado, sob certos aspectos, como uma extensão do modelo de Cagan (1956) para a dinâmica monetária das hiperinflações, com o seu aperfeiçoamento em várias dimensões. Desenvolvem-se também algumas das modificações necessárias àquele modelo para permitir sua

[1]Um processo de alta inflação se caracteriza por eventualmente produzir hiperinflação (taxas de inflação mensais superiores a 50% ao mês), a menos que seja revertido por uma estabilização com efeitos permanentes, o que geralmente envolve uma mudança radical nos regimes de política fiscal, monetária e cambial.

aplicação a um processo de inflação elevada que ainda não atingiu o estágio hiperinflacionário.

A estimação de uma função de demanda por saldos monetários reais para o período completo especificado acima acaba sendo um exercício desafiador, principalmente devido aos choques, pois não foi excluída da estimação nenhuma observação. A inclusão de um período de inflação relativamente baixa na estimação[2] exige que a equação tenha um bom desempenho naquelas situações, e permite analisar as mudanças no comportamento dos agentes que ocorrem nas fases iniciais da hiperinflação. Por outro lado, os vários choques que ocorreram na parte final do período, apesar de trazerem dificuldades para o ajustamento da equação, tendem a trazer à tona as características essenciais da demanda por moeda nesta economia. Este modelo é inovador com relação aos outros estudos de demanda por moeda feitos para o Brasil pois, em sua maioria, eles excluem da amostra o período de inflação elevada ou, quando o inclui, concluem pela instabilidade da equação resultante.

A equação aqui apresentada pode ser utilizada para identificar as principais variáveis que influem na demanda por saldos reais de moeda e quantificar os seus efeitos através de seus coeficientes, o que permite calcular elasticidades importantes da demanda por moeda como, por exemplo, aquela com relação à taxa esperada de inflação. A principal inovação desta especificação é a utilização de uma forma funcional flexível para transformar a variável dependente. A estimação do parâmetro desta transformação permite concluir que a variável dependente da equação de demanda de moeda deve ser aproximadamente igual à unidade menos o inverso dos saldos monetários reais. Esta variável deve, por sua vez, ser estimada como uma combinação linear das variáveis independentes usuais na equação de demanda por moeda. Deste modo se obtém uma equação que apresenta um comportamento mais próximo aos dados observados para o Brasil, especialmente nos períodos de inflação mais elevada. Mostra-se também que a inclusão da variância da inflação entre as variáveis explicativas é indispensável para modelar adequadamente a demanda por moeda no processo de alta inflação observado no Brasil nos últimos 20 anos. Estas conclusões são as mesmas obtidas em Tourinho (1995) para as hiperinflações clássicas e para o caso brasileiro no período que vai até novembro de 1992.

Na próxima seção descreve-se inicialmente a maneira como uma forma funcional flexível pode ser aplicada ao estudo da demanda por moeda para determinar a forma funcional ideal. Na terceira seção discute-se a especificação empírica do modelo, enquanto na quarta seção são apresentados os resultados da estimação da equação para o Brasil no período 1974/95. A última seção reúne as principais conclusões.

[2]De 1974 a 1983 a taxa de crescimento dos preços esteve abaixo de 10% por mês.

2 - A Forma Funcional Box-Cox na Demanda por Moeda

As equações de demanda por moeda apresentam em geral uma forma log-log, onde se aplica a transformação logarítmica à variável dependente e a cada uma das variáveis independentes. Isto permite que se interpretem os seus coeficientes como as elasticidades da demanda com relação a cada uma daquelas variáveis.

Outra especificação também encontrada com freqüência na literatura é a log-linear, onde os saldos monetários sofrem uma transformação logarítmica e as variáveis independentes não são transformadas. Ela foi originalmente proposta por Cagan (1956) para os processos hiperinflacinários, e é encontrada com freqüência em estudos de demanda por moeda em situações de inflação elevada. Em seu estudo Cagan também considerou a possibilidade que outras formas funcionais poderiam ter sido mais apropriadas, ao explorar as razões pelas quais suas regressões não se ajustavam bem às observações próximas ao fim das hiperinflações. Para estes pontos a demanda efetiva era maior que aquela que era explicada por sua equação. Isto o induziu a desconsiderar os dados para os últimos poucos meses de várias hiperinflações, e a oferecer duas explicações possíveis: que a expectativa da reforma monetária poderia justificar a retenção destes estoques maiores, ou que a demanda por saldos reais de moeda não se comportava de acordo com sua equação.

Aqui se explora a segunda explicação dentre aquelas oferecidas por Cagan, relacionada ao uso de formas funcionais alternativas para a demanda por moeda. Ela foi eliminada por ele com base em um raciocínio heurístico, e que tem sido apenas raramente discutido na literatura. Para isto, ao modelar a demanda por moeda sob inflação elevada, utiliza-se aqui como variável dependente a transformada Box-Cox[3] [ver Box e Cox (1964)] dos saldos reais de moeda normalizados, mantendo ao mesmo tempo a especificação linear para as variáveis independentes.

Esta transformação, aplicada tanto à variável dependente quanto às independentes, foi utilizada por Prado (1978) para estimar a demanda por moeda no Brasil antes de 1970, um período de baixas taxas de inflação, obtendo o que parece ser uma discriminação muito fraca entre as diferentes formas funcionais. Recentemente Barbosa (1993) explorou teoricamente as implicações para a estabilidade da equação de demanda por moeda da aplicação da transformação Box-Cox às variáveis dependente e independente, para vários valores alternativos do parâmetro da transformação.

Representando pela letra z a variável dependente normalizada (calculada dividindo os valores observados dos saldos monetários reais pela sua média geométrica no

[3]A vantagem desta transformação sobre a transformação potência z^{λ} é que ela é contínua em $\lambda = 0$.

período da amostra),[4] a transformação Box-Cox é escrita como indicado na equação (1):

$$\Phi(z,\lambda) = \begin{cases} \dfrac{z^{\lambda}-1}{\lambda} & \lambda \neq 0 \\ \log(z) & \lambda = 0 \end{cases} \quad \text{e} \quad \lim_{\lambda \to 0} \Phi(z,\lambda) = \log(z) \tag{1}$$

Trata-se de uma transformação exponencial ajustada para que se tenha uma transformação contínua à medida que o expoente se aproxima de zero. O parâmetro de forma da transformação é λ, e a sua variação permite que se obtenham formas funcionais alternativas: a transformada logarítmica empregada por Cagan é obtida com $\lambda = 0$, enquanto $\lambda = -1$ produz a transformação recíproca negativa.[5] No caso desta última transformação, os saldos de moeda se reduzem mais lentamente do que no caso logarítmico à medida que a inflação se eleva, o que potencialmente responde à dificuldade da equação de Cagan de modelar o comportamento dos saldos monetários no final das hiperinflações. A estimação simultânea do parâmetro de forma e dos outros parâmetros do modelo permite que se identifique a forma funcional que melhor se ajusta aos dados.

Supondo que a transformada Box-Cox da variável dependente é uma função linear da taxa de inflação, da variância da inflação, da taxa de juros real e da renda, tem-se a equação (2). A inclusão da inflação e da taxa de juros entre as variáveis explicativas faz parte da formulação padrão da demanda por moeda [ver Goldfeld e Sichel (1990)], enquanto a introdução de variância da inflação é sugerida pela derivação da função de demanda por moeda em um contexto de escolha sob incerteza, como em Tourinho (1995):

$$\Phi(z,\lambda) = \gamma + \alpha_{\pi}\pi + \alpha_{v}\sigma^{2} + \alpha_{r}r + \alpha_{y}y + \varepsilon \tag{2}$$

A partir desta forma funcional, se postularmos algumas propriedades que uma função de demanda por moeda deve satisfazer,[6] podem-se derivar as implicações

[4]Esta normalização é conveniente para a estimação de λ.

[5]Pode-se obter uma equação de demanda por moeda com $\lambda = -1$ a partir da solução do problema de escolha e **portfolio** sob incerteza com relação à taxa de inflação futura, como mostrado em Tourinho (1995). Isto é possível se admitirmos que o custo de transação que o consumidor representativo enfrenta para implementar seus planos ótimos de consumo tem a forma de uma função logarítmica negativa da proporção da riqueza que é retida na forma de moeda. Estes custos de transação ocorreriam por ele não dispor de um estoque suficiente de moeda para realizar suas compras, o que acaba exigindo que ele tenha que fazer freqüentes viagens ao banco para, por exemplo, transferir recursos da caderneta de poupança para a conta corrente.

[6]Que a demanda por saldos reais tenda a zero quando $\pi \to \infty$, que a derivada da curva de demanda tenda respectivamente a zero e infinito, quando $\pi \to 0$ e $\pi \to \infty$, e que a função seja convexa à origem.

empíricas quanto aos parâmetros da equação (2), que são resumidas na equação (3):

$$-1 \leq \lambda \leq 0 \tag{3}$$

Além disto, a teoria de escolha sob incerteza sugere que os parâmetros de (2) devem também atender à equação (4), onde κ é o parâmetro de escala (positivo) da função que reflete os custos de transação incorridos pelos agentes econômicos ao operar com ativos alternativos à moeda para tentar implementar seus planos de consumo:

$$\alpha_{\pi} = -\alpha_{v} = \alpha_{r} = \frac{-1}{\kappa} \tag{4}$$

A inclusão de uma medida da variabilidade da inflação na equação (2) é também importante, pois mesmo que a taxa esperada de inflação seja constante, os agentes devem ajustar seus saldos monetários para compensar os efeitos de variações no risco inflacionário. Há dois tipos de efeitos que a incerteza a respeito da taxa de inflação pode gerar na demanda por moeda, que são discutidos a seguir.

Em um modelo baseado na teoria de estoques, onde há um custo de oportunidade caso os encaixes reais se situem abaixo do nível ótimo, ou seja, onde há um retorno de conveniência na retenção de moeda, os agentes econômicos manterão saldos de moeda que serão maiores que aqueles retidos na situação não-estocástica com a mesma taxa de inflação esperada. Este comportamento assegura contra a possibilidade que o agente representativo se encontrará em uma situação onde seus encaixes reais são insuficientes para suas transações, devido à incerteza da taxa de inflação. A demanda por moeda será maior, à custa de uma redução de consumo, quanto maior for a probabilidade de que ocorra um dado desvio entre a taxa efetiva e a taxa esperada de inflação. Portanto, estes encaixes tendem a crescer com a variância de inflação.

Por outro lado, em um modelo de escolha de **portfolio** com investidores avessos ao risco há um motivo especulativo para reter moeda que, na margem, induz os agentes a diminuir a sua demanda por saldos reais em resposta a um aumento na incerteza da inflação, na medida em que eles tentam reduzir seus estoques de um ativo que se tornou mais arriscado. Portanto, o efeito do risco inflacionário na demanda especulativa por saldos monetários reais tem o mesmo sentido do da inflação esperada, que é contrário àquele da demanda precaucional.

Se assumirmos que os dois efeitos estão em operação, o sinal do coeficiente da variância da inflação na demanda por moeda é ambíguo. Entretanto, pode-se mostrar [ver Tourinho (1995)] que em situações de inflação elevada esta ambigüidade pode ser resolvida, pois é provável que o primeiro destes efeitos predomine. À medida que a variância da taxa de inflação aumenta, há um **aumento** na demanda por encaixes reais, para assegurar o agente contra a possibilidade de ter que conduzir seus negócios com estoques insuficientes de moeda e ter que abrir mão dos elevados retornos de conveniência de moeda quando os saldos monetários já são muito pequenos. Isto dá origem ao coeficiente positivo para a variância da inflação na equação (4).

3 - ESPECIFICAÇÃO EMPÍRICA

Adotou-se aqui a abordagem usual aos estudos da demanda por moeda, analisando-a isoladamente e utilizando técnicas econométricas adequadas ao tratamento de equações individuais, deixando de lado portanto as questões de identificação e de viés das equações simultâneas. O tratamento destas questões mais amplas teria exigido uma descrição cuidadosa do processo de oferta de moeda, que está fora do nosso escopo.

Assume-se também que os saldos monetários efetivos e desejados são iguais. Em conseqüência, não se aplica o raciocínio derivado do modelo de ajustamento parcial para justificar o uso da variável dependente defasada como uma variável explicativa. O comportamento passado das variáveis influencia a equação para o período corrente apenas através do mecanismo de expectativas adaptativas operando sobre as variáveis independentes, como descrito abaixo. A ausência da variável dependente defasada do lado direito da equação de demanda por moeda é uma diferença importante entre a especificação aqui proposta e a convencional, tal como definida por Goldfeld e Sichel (1990).

Assume-se também que as expectativas com relação aos aumentos futuros de preços são formadas de modo adaptativo, como proposto por Cagan (1956) para as hiperinflações.[7] Pode-se mostrar que neste caso a inflação esperada pode ser calculada como uma média ponderada das taxas de variação de preços passadas, com pesos dados por uma função exponencial negativa. Este enfoque se tornou a formulação usual para a formação de expectativas para processos de inflação elevada, de acordo com Dornbush (1992).

Uma objeção ao uso do mecanismo de correção de erros representado pelas expectativas adaptativas é que ele pode implicar um grau de "irracionalidade" dos

[7] Em seu estudo, Cagan justificou a hipótese de expectativas adaptativas argumentando que o exame apenas superficial das séries de tempo envolvidas nas hiperinflações foi suficiente para estabelecer que, em qualquer momento, a taxa de crescimento dos preços efetivamente observada nas hiperinflações não era suficiente para explicar satisfatoriamente os saldos monetários no mesmo instante de tempo.

agentes econômicos, na medida em que eles não mudam seu método de formação de expectativas apesar de observarem erros sistemáticos nas projeções. Entretanto, como Sargent e Wallace (1973) mostraram, expectativas adaptativas podem ser racionais no sentido de Muth (1961), se as expectativas com relação ao crescimento futuro da oferta de moeda são formadas sob a hipótese de que o governo está financiando uma parcela aproximadamente fixa de seus gastos reais através da criação de moeda.

Aqui o modelo com expectativas adaptativas é também estendido para permitir que se leve em conta o risco implícito no uso de projeções de inflação obtidas sob a hipótese de expectativas adaptativas. Para isto, ao invés de alterar o mecanismo de expectativas para tentar melhorá-lo, mantendo o valor esperado da inflação como a única ligação com a demanda por moeda, incluiu-se na equação um termo proporcional ao erro quadrático esperado ao projetar a inflação de modo adaptativo, o que é equivalente a incluir a variância da inflação (σ^2) na equação de demanda por moeda.[8]

Como o valor da variância da inflação não é conhecido **ex-ante**, e pode variar com o tempo, ele deve ser estimado em cada ponto do tempo com base nos desvios quadráticos passados da taxa verificada de crescimento dos preços do seu valor esperado, ao invés do desvio com relação à média de todo o período, como seria o caso de um processo estacionário. Admite-se também que a formação de expectativas com relação ao valor da variância é adaptativa, por consistência com a formação de expectativas com relação à própria taxa de inflação.

A equação (2) generaliza o modelo de Cagan incluindo o produto esperado e a taxa real de juros como variáveis explicativas, para capturar os efeitos sobre a demanda por moeda do setor real da economia. Eles são importantes nos episódios de inflação elevada porque estes processos tendem a perdurar por vários anos, invalidando a hipótese usualmente feita nos estudos das hiperinflações de que estes efeitos são desprezíveis, devido ao período de tempo envolvido e devido ao tamanho do impacto dos outros fatores.

O índice de produto esperado é medido como uma média ponderada de índices de renda passados, com pesos declinando exponencialmente, seguindo uma sugestão feita pela primeira vez por Friedman (1956, p. 19) com relação à especificação da

[8]Ao usar esta variável na equação, entretanto, é útil estar ciente do fato estilizado notado por Barro (1970): a variância da taxa de inflação geralmente aumenta com o nível da inflação. O efeito direto de um aumento da inflação esperada é reduzir os saldos monetários reais, mas um efeito indireto pode também ocorrer, devido ao efeito do nível da inflação na sua variância. Este segundo efeito, entretanto, não é levado em conta aqui, pois assume-se que as variáveis explanatórias são independentes.

demanda por moeda.[9] A variável y utilizada na equação é construída a partir da transformada Box-Cox do índice de produto, utilizando o mesmo parâmetro empregado para a transformação dos saldos reais.

A taxa de juros **real** aparece na especificação empírica, pois ela é a variável relevante no caso em que a taxa de inflação já está inclusa, como na equação (2). Isto ocorre em contraste com outros estudos de demanda por moeda que usam a taxa de juros **nominal** para representar o retorno nos ativos alternativos.[10] O uso da taxa real se justifica também por evitar problemas de multicolinearidade que ocorreriam caso a taxa de juros nominal fosse utilizada.

No estudo das hiperinflações tem sido sugerido que a taxa de câmbio pode ter um papel importante na demanda por moeda naqueles episódios. A equação proposta poderia incluir como uma variável explicativa adicional o prêmio para liquidação futura de contratos de câmbio, para medir a importância da moeda estrangeira como um substituto da moeda doméstica,[11] como sugerido por Abel **et alii** (1979). Alternativamente, a taxa de retorno real na retenção de moeda estrangeira poderia ser usada, como recomendado pela prática padrão de incluir na equação o retorno em todos os ativos alternativos. É uma questão empírica verificar se a variável taxa de câmbio será significativa em um dado processo de alta inflação, na presença das outras variáveis da equação.

Uma tendência temporal também faz parte da especificação sugerida, porque o episódio de inflação elevada pode durar vários anos, e é necessário capturar o efeito na demanda por saldos reais de moeda do progresso técnico representado pelo uso generalizado de computadores e da difusão de transações eletrônicas. Evidentemente, aplicam-se neste caso os cuidados usuais, necessários quando da utilização de uma tendência temporal para modelar estes efeitos. Finalmente, é também inclusa na equação uma variável para levar em conta os fatores sazonais que possam estar presentes.

---

[9]Friedman também usou este índice de renda, entre outros, como uma medida da renda permanente no seu estudo da função consumo [ver Friedman (1957, p. 142)].

[10]Se a hipótese de Fischer for verdadeira, o uso da soma da taxa de juros real com a taxa de inflação como variável explicativa na equação pode ser racionalizada na especificação empírica convencional como sendo aproximadamente equivalente à inclusão da taxa nominal de juros na equação. Phylaktis e Blake (1993) encontram evidências fortes em favor da validade daquela hipótese para três países latino-americanos que sofreram episódios de alta inflação, o que é um fato que poderia suportar esta equivalência na aplicação do modelo ao Brasil, na Seção 3.

[11]O prêmio nas operações com moeda estrangeira para liquidação futura pode também ser usado como uma medida indireta da inflação esperada, como proposto por Frankel (1977 e 1979).

4 - A DEMANDA POR MOEDA NO BRASIL -- 1974/95

A estratégia de modelagem descrita nas seções anteriores foi aplicada [ver Tourinho (1995)], aos dados da hiperinflação alemã e das outras hiperinflações clássicas, bem como aos dados brasileiros para o período que vai de janeiro de 1974 (início do período de inflação elevada) até novembro de 1992, oferecendo de modo geral suporte empírico para o modelo aqui proposto. Neste artigo apresenta-se a equação obtida com a inclusão dos dados do final da hiperinflação brasileira e mostra-se que ela também é consistente com os dados observados.

Nesta aplicação do modelo ao Brasil, o conceito de moeda adotado é o mais restrito, tendo-se estimado a equação para a base monetária. Neste caso o ajustamento sazonal indispensável é a inclusão de uma variável **dummy** para os meses de dezembro, devido aos picos observados na demanda por moeda naquelas ocasiões. Esta variável entra na equação multiplicada pela taxa esperada de inflação, produzindo uma mudança na inclinação da função naquele mês, ao invés de um deslocamento do intercepto. A tendência tecnológica é representada por uma variável de deslocamento no tempo igual ao número de meses entre a data inicial e o período t.

As estatísticas e os coeficientes da equação estimada[12] para o período que vai de março de 1974 até junho de 1994 (último mês antes do Plano Real)[13] são apresentados na tabela. A equação foi estimada por máxima verossimilhança através de uma rotina de estimação não-linear e foi corrigida para heterocedasticidade e para autocorrelação dos resíduos, o que permite obter estimativas não-viesadas dos desvios padrão e dos intervalos de confiança dos parâmetros. A análise das estatísticas da equação e dos desvios padrão dos coeficientes revela que ela se ajusta bem aos dados.

O Gráfico 1 compara os saldos monetários normalizados observados com os projetados através da equação, mostrando que o modelo é capaz de capturar adequadamente os pontos de inflexão na demanda por moeda que ocorrem na ocasião dos planos econômicos, bem como a desmonetização que os sucede quando a inflação volta a aumentar. Isto é encorajador, se levarmos em conta que a variável dependente defasada **não** é empregada como variável explicativa no modelo aqui utilizado [equação (2)].

---

[12]Os saldos reais de moeda foram normalizados de tal modo que para a média geométrica do período da amostra ele seja igual à unidade, enquanto as variáveis explicativas são normalizadas pela divisão e pela respectiva média aritmética na amostra de cada equação.

[13]Os dados posteriores ao plano foram excluídos da estimação para permitir uma análise da capacidade preditiva do modelo, reportada ao final desta seção.

Estimativas da Demanda por Saldos Reais de Moeda -- Brasil: 1974/95[a]

Data inicial	1974:3
Data final	1994:6
Observações	244
Graus de liberdade	235
R^2	0,9871
Soma dos resíduos quadráticos	14,9412
Erro padrão da estimativa	0,2516
Durbin-Watson	2,2565
Parâmetro da forma funcional Box-Cox - λ	- 0,8 (- 0,92, - 0,71)
Parâmetro para a formação de expectativas para o nível e variância da inflação -β_i	0,165 (0,150, 0,180)
Parâmetro para a formação de expectativas para a renda	0,091 (0,066, 0,167)
Intercepto	- 1,377 (0,091)
Coeficiente da tendência do processo para os preços - π	- 1,024 (0,055)
Coeficiente da variância da inflação - σ^2	1,316 (0,079)
Coeficiente da taxa de juros de curto prazo normalizada - r	- 0,108 (0,027)
Coeficiente do índice de renda real esperada normalizado e transformado - y	1,523 (0,204)
Coeficiente da tendência temporal normalizada - t	- 0,660 (0,108)
Coeficiente da variável **dummy** para os meses de dezembro	0,177 (0,015)
Coeficiente de correlação dos resíduos -ρ	0,708 (0,015)

[a] Os valores entre parênteses abaixo das estimativas de Γ e ρ, e dos coeficientes de π, σ^2, R, Y, t e $S*E$ são erros padrão. Todos os coeficientes são significativos ao nível de 5%, com exceção daquele marcado com um asterisco. O par de valores sob as estimativas de λ, β_i e β_y é o seu intervalo de confiança de 95%. As estimativas para todos os parâmetros, seus intervalos de confiança a erros padrão, são condicionais nos valores de λ mostrados para cada equação. As equações foram estimadas com correções para heterocedasticidade e correlação serial dos resíduos. As estatísticas para o ajustamento da equação na parte superior da tabela se referem à equação corrigida.

O valor estimado para λ é -0,8, o que revela que a forma da curva de demanda real por moeda é bastante similar à da função recíproca negativa (que corresponde a $\lambda = -1$) e bastante distinta da forma log-linear de Cagan (que corresponde a $\lambda = 0$).[14] Entretanto, o intervalo de confiança de λ revela que a hipótese de que verdadeira forma funcional corresponde a um destes dois casos extremos pode ser rejeitada ao nível de 5%. Por outro lado, a condição (3) que resume as restrições teóricas sobre o valor do parâmetro de forma da transformação Box-Cox é respeitada pela estimativa pontual de λ.

A estimativa do parâmetro que caracteriza a formação de expectativas adaptativas para o nível e para a variância da inflação é igual a 0,17, o que implica que os valores esperados são defasados em média cerca de seis meses com relação aos observados. Este é apenas o valor estimado para toda a amostra, mas há indicações de que a defasagem é maior que esta quando a inflação é relativamente baixa, e decresce para cerca de quatro meses quando ela acelera.[15]

O valor estimado do parâmetro de expectativas para a renda é igual a 0,09, implicando uma defasagem média com relação ao índice observado de renda de 11 meses. Esta defasagem é cerca do dobro daquela observada na formação de expectativas com relação à inflação, e é consistente com o conceito de que a renda permanente responde lentamente aos choques.

A outra implicação empírica importante do modelo é que os coeficientes do nível e da variância de taxa de inflação devem ser iguais a $-1/\kappa$ e $1/\kappa$, respectivamente [equação (4)]. Os valores estimados para os coeficientes de π e σ^2 são, respectivamente, -1,0 e 1,3 (aproximadamente, ver tabela) que, considerados em conjunto com seus desvios padrão, revelam que nenhuma das duas hipóteses acima pode ser rejeitada[16] ao nível de significância de 1%. A hipótese de que a soma dos coeficientes de π e σ^2 é nula, que é um teste direto da restrição imposta pela teoria, também não a rejeita ao nível de 1%. Como os intervalos de confiança sobre estes parâmetros são estreitos, o fato de que a forma reduzida da equação passou neste teste empírico pode ser visto como um argumento forte em favor do modelo aqui apresentado, especialmente com relação ao sinal do coeficiente da variância da inflação, que é positivo, como esperado.

Outra implicação do modelo é que o coeficiente da taxa real de juros deveria ser igual ao coeficiente da taxa de inflação, portanto igual a $-1/\kappa$. Aquele coeficiente

[14]A análise do texto é estritamente válida apenas se κ, o parâmetro da função de retorno de conveniência da moeda da Seção 2, for constante.

[15]Evidência neste sentido pode ser obtida estimando equações separadas para subamostras correspondentes a períodos de inflação mais baixa e mais alta (antes e depois de 1985, respectivamente).

[16]Tome-se, por exemplo, $k = 0{,}87$.

é igual a -0,11, o que significa que apesar de ter o sinal correto, ele não satisfaz sequer aproximadamente à condição sugerida pela análise teórica. Não se pode oferecer ainda uma explicação definitiva para este fato, mas pode-se conjecturar que o valor estimado para este coeficiente pode estar sujeito a um problema de viés de equações simultâneas, pois a taxa real de juros seria o canal através do qual a interação com a equação de oferta de moeda se daria.

O Gráfico 2 mostra os gráficos da elasticidade da demanda por saldos reais de moeda como função do nível de inflação,[17] para vários níveis de renda que são referidos ao nível médio de renda na amostra ($\bar{y}$). A curva intermediária correspondente àquele nível médio, a curva mais negativa corresponde a um nível de renda igual a $1{,}5\bar{y}$, e a menos negativa corresponde a um nível de renda igual a $0{,}5\bar{y}$. Primeiramente é importante notar que a elasticidade converge para -1,25 à medida que a taxa de inflação se eleva, independentemente do nível de renda, porque a equação (2) tem a forma funcional Box-Cox-linear, onde a elasticidade com relação à inflação converge para $1/\lambda$ quando a inflação tende para infinito. Isto ocorre em contraste com a forma log-linear de Cagan, onde a elasticidade tende para $-\infty$ quando a taxa de inflação se eleva indefinidamente, e com a forma log-log,onde aquela elasticidade é constante. Nota-se também que quanto mais elevada é a renda, maior é o valor absoluto da elasticidade, para um dado nível de inflação. O comportamento da elasticidade com relação à inflação refletido no Gráfico 2 parece se aproximar mais daquele que se esperaria a partir de uma análise casual do comportamento dos saldos reais de moeda para taxas muito elevadas de inflação, e é consistente com o declínio mais lento da demanda por moeda do que o previsto pela equação log-linear naqueles casos.

[17] Para calcular a elasticidade é necessário assumir valores para as outras variáveis exógenas da equação (2). Para este exercício a variância esperada da taxa de inflação é igual ao seu valor médio na amostra, a taxa real de juros é nula, o cálculo é feito para a data de referência indicada sob o código da equação, e não são meses de dezembro. Os coeficientes das equações foram usados para obter o valor de γ indicado na tabela.

Gráfico 1

Base Monetária Real Observada Projetada pela Equação

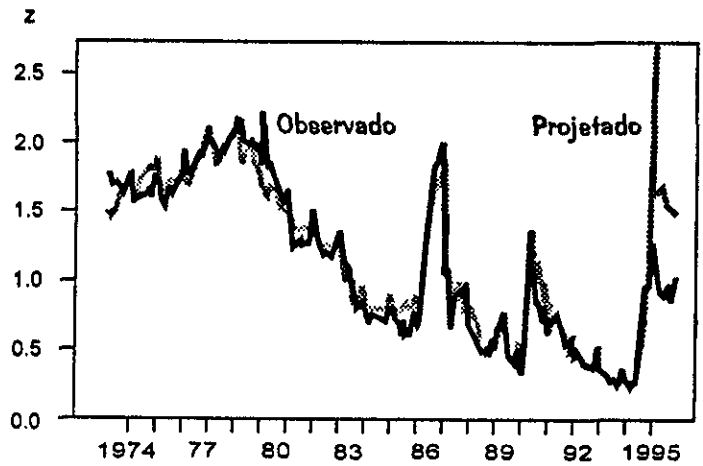
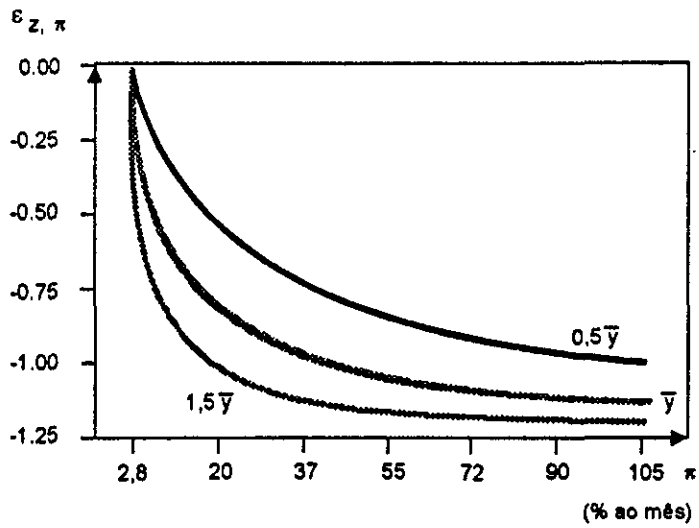


Gráfico 2

Elasticidade da Demanda por Moeda com Relação à Taxa de Inflação em Função da Taxa de Inflação



O Gráfico 3 apresenta a curva de demanda por moeda para três datas arbitrárias[18] (1985, 1990 e 1995) e esclarece o efeito da tendência temporal no modelo, que reduz os saldos desejados de moeda em períodos mais recentes, principalmente aos níveis mais baixos de inflação. O leitor pode se recordar que, na discussão da especificação da equação, esta variável foi introduzida para tentar capturar os efeitos do progresso tecnológico no setor financeiro do país. A redução do custo de transação trazida por esta modernização permitiu a redução dos saldos desejados de moeda a um dado nível de inflação, mesmo diante de um aumento de renda que se observa com o passar do tempo.

O Gráfico 4 mostra o comportamento da elasticidade-renda da demanda por saldos reais de moeda à medida que a renda se eleva, para diferentes níveis de taxa de inflação. A curva mais elevada corresponde a uma taxa de inflação de 5% ao mês, enquanto as outras se referem a taxas de 10, 20 e 50% ao mês, e mostram que a elasticidade-renda decresce com o aprofundamento do processo inflacionário. Estas curvas indicam que a redução da taxa esperada de inflação resgataria a capacidade de resposta dos saldos demandados de moeda a variações na renda permanente.

Os parâmetros da equação revelam que a taxa de inflação capitalizada continuamente que maximiza a arrecadação do imposto inflacionario é de cerca de 40% ao mês. Esta taxa é bastante superior à taxa anual média de cerca de 250% calculada por Giambiagi e Pereira (1990) a partir de uma equação estimada para o período 1979:4 a 1988:4, ou à taxa mensal de 15,2% calculada por Rossi (1994) a partir de dados para o período 1980:1 a 1993:12. A taxa de inflação ótima obtida aqui é consistente com a possibilidade de que o episódio de alta inflação que ocorreu no Brasil na última década foi causado por uma tentativa de aumentar a arrecadação do imposto inflacionário sobre os saldos reais de moeda, pois ela é maior do que a taxa média de inflação observada para o período, e é similar às taxas observadas logo antes dos planos de estabilização no subperíodo de inflação extrema.

É também fácil verificar na equação que a variável **dummy** para o mês de dezembro reduz o valor (total) do coeficiente da inflação esperada em cerca de 18% naqueles meses, que é um valor similar ao encontrado por outros autores para o Brasil.

[18] Aqui também é necessário fazer hipóteses com relação ao valor tomado pelas outras variáveis da equação, tal como descrito na nota de rodapé 17.

Gráfico 3
Demanda por Moeda em Função da Taxa de Inflação

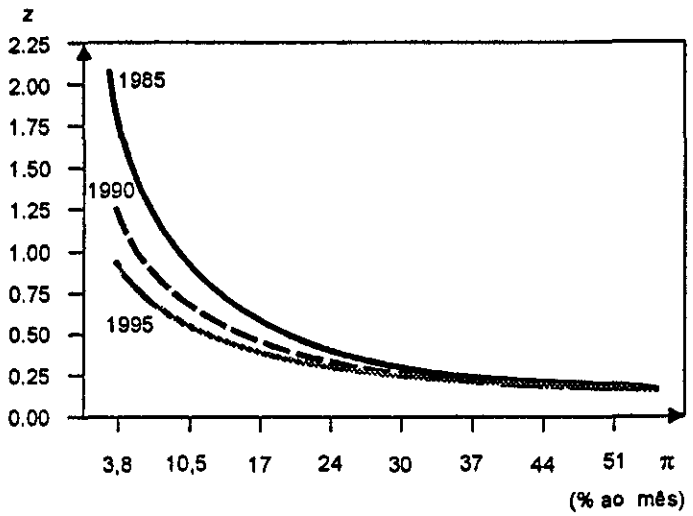
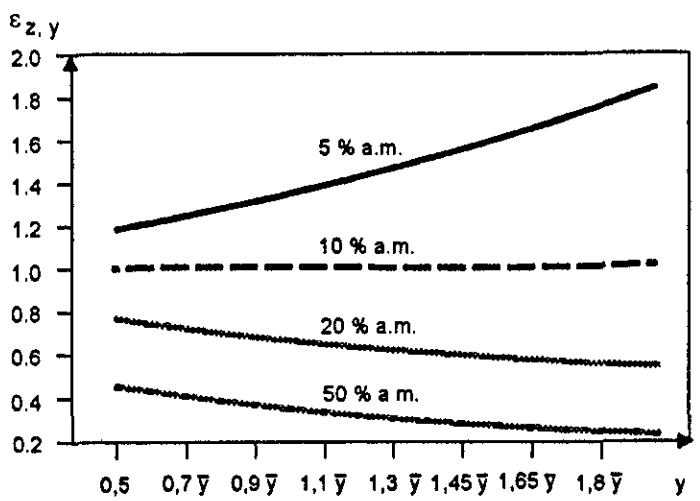


Gráfico 4
Elasticidade-Renda da Demanda por Moeda em Função do Nível de Renda



Finalmente, quando uma variável igual à taxa real de câmbio é introduzida nas equações, verifica-se que seu coeficiente não é significativamente diferente de zero, o que sugere que a moeda externa não ofereceu, no período da amostra, oportunidades de proteção contra a inflação que já não estivessem disponíveis através de outros instrumentos nesta economia.

Considerando que a equação foi estimada para o período anterior ao Plano Real, a capacidade preditiva do modelo pode ser testada comparando a demanda real por moeda projetada por ele para o período do plano com os valores observados. Para fazer este exercício de modo realista admitem-se conhecidas apenas as trajetórias das variáveis exógenas (*taxa mensal de inflação, taxa de juros e índice de renda*), mas **não** se supõe conhecida a demanda por moeda no período posterior a junho de 1994. A esta altura é importante lembrar que a equação (2) não tem entre as suas variáveis explicativas a variável dependente defasada e que, caso ela estivesse presente, aquele exercício estaria inviabilizado.

A trajetória projetada para a demanda por saldos reais de moeda no período posterior ao Real é também apresentada na parte direita do Gráfico 1, onde se observa que a demanda projetada se estabiliza em um nível cerca de 50% superior àquele que de fato se observou no período após junho de 1994. À primeira vista tal resultado é surpreendente, mas uma análise mais detida da trajetória da demanda por base monetária, e a sua comparação com os níveis alcançados por aquele agregado no Plano Cruzado e no Plano Collor (que não conseguiram reduções tão expressivas de taxa de inflação), mostra que a demanda por moeda observada no Real foi de fato sensivelmente inferior àquela que se poderia esperar com base na experiência dos outros planos econômicos. A explicação desta diferença parece estar nos efeitos da política monetária do Real, que foi distinta da dos outros planos, e na magnitude do coeficiente da taxa de juros na equação Estes dois aspectos estão relacionados ao fato de a equação estimada poder ser realmente uma equação reduzida de um sistema de oferta e demanda de base monetária que poderia, como já se argumentou anteriormente, estar sujeita a problemas de estimação, uma vez que não se modelou o processo de oferta de moeda.

5 - CONCLUSÃO

Este artigo apresentou uma equação de demanda por base monetária que é capaz de se ajustar bem aos dados do período para o qual foi estimada (março de 1974 a junho de 1994), mesmo por ocasião dos choques econômicos. A equação é inovadora com relação àquelas encontradas na literatura, pois apresenta uma forma funcional onde a transformada Box-Cox dos saldos reais da base monetária é escrita como uma função linear do nível e da variância esperados da taxa de inflação, da taxa de juros real, da renda permanente, de uma tendência temporal e de uma **dummy** sazonal.

O valor estimado para o parâmetro da transformação dos saldos monetários é -0,8, enquanto o coeficiente de ajuste das expectativas adaptativas para a inflação e para a renda indica que a defasagem média na formação das expectativas para aquelas

variáveis é, respectivamente, igual a seis e 11 meses. A elasticidade de demanda com relação à inflação, a taxas elevadas de inflação, é de cerca de -1,0. A elasticidade com relação à variância da taxa de inflação é positiva e aproximadamente simétrica àquela relativa ao nível da taxa de inflação. O coeficiente da taxa de juros real é de cerca de 10% daquele que se poderia esperar teoricamente, mas tem o sinal correto. A elasticidade-renda de demanda é da ordem de 1,0 para uma taxa de inflação igual à média na amostra e se reduz a cerca de 0,4 em períodos de inflação elevada.

Finalmente, a equação teria projetado uma demanda por saldos reais de base monetária para o período posterior a junho de 1994 cerca de 50% maior do que aquela que de fato se observou.

BIBLIOGRAFIA

ABEL, A. **et alii**. Money demand during hyperinflation. **Journal of Monetary Economics**, v.5, p.97-104, 1979.

BARBOSA, F. H. **Forma funcional no modelo de Cagan de demanda por moeda**. Rio de Janeiro: FGV/EPGE, 1993, mimeo.

BARRO, R.J. Inflation, the payments period, and the demand for money. **Journal of Political Economy**, v.78, p.1.228-1.263, 1970.

BOX, G.E.P., COX, D.R. An analysis of transformations (with discussion). **Journal of the Royal Statistical Society**, v.26, Series B, p.211-243, 1964.

CAGAN, P. The monetary dynamics of hyperinflation. In: FRIEDMAN, B.M. (ed.). **Studies in the quantity theory of money**. Chicago, Ill.: University of Chicago Press, 1956.

DORNBUSCH, R. Lessons from experiences with high inflation. **The Work Bank Economic Review**, v.6, n.1, p.13-31, 1992.

FRANKEL, J.A. The forward exchange rate, expectations, and the demand for money: the German hyperinflation. **American Economic Review**, v.67, n.4, p.653-670, 1977.

----------. Further evidence on expectations and the demand for money during the German hyperinflation. **Journal of Monetary Economics**, v.5, p.81-96, 1979.

FRIEDMAN, B.M. The quantity theory of money -- a restatement. In: FRIEDMAN, B.M. (ed.). **Studies in the quantity theory of money**. Chicago, Ill.: University of Chicago, 1956.

----------. **A theory of the consumption function**. Princeton: National Bureau of Economic Research, Princeton University Press, 1957.

GIAMBIAGI, F., PEREIRA, P.L.V. Déficit público e inflação: o caso brasileiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.20, n.1, p.191-210, 1990.

GOLDFELD, S.M., SICHEL, D.E. The demand for money. In: FRIEDMAN, B.M., HAHN, F.H. (eds.). **Handbook of monetary economics**, v.1. Elsevier, 1990, Chapter 8.

MUTH, J.F. Rational expectations and the theory of price movements. **Econometrica**, v.29, p.315-335, July 1961.

PHYLAKTIS, K., BLAKE, D. The Fischer hypotheses: evidence from three high inflation economies. **Weltwirtschaftliches Archiv**, v.12, p.591-599, 1993.

PRADO, E.F.S. Demanda por moeda no Brasil: o problema da forma funcional. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.8, n.3, p.781-794, 1978.

ROSSI, J.W. A demanda por moeda no Brasil: o que ocorreu a partir de 1980? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.18, n.1, p.37-54, 1988.

----------. O modelo hiperinflacionário da demanda por moeda de Cagan e o caso do Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.24, n.1, p 73-96, 1994

SARGENT, T.J., WALLACE, N Rational expectations and the dynamics of hyperinflation, **International Economic Review**, v.14, n.2, p 328-350, 1973.

TOURINHO, O.A.F. A demanda por moeda em processos de inflação elevada **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.25, n.1, 1995.

PUBLICAÇÕES DO IPEA (TEXTOS)

1995/1996

TEXTO PARA DISCUSSÃO - TD

Nº 362 - ***Descentralização da Educação Básica: Lições da Experiência***, José Amaral Sobrinho, janeiro 1995, 14p.

Nº 363 - ***CAIC: Solução ou Problema?***, José Amaral Sobrinho e Marta Maria de Alencar Parente, janeiro 1995, 23p.

Nº 364 - ***Descentralização: Um Processo a Ser Acompanhado e Avaliado (ou do finja que eu finjo ao faça que nós vemos)***, Ronaldo Coutinho Garcia, janeiro 1995, 17p.

Nº 365 - ***Prioridades e Orientação dos Gastos Públicos em Agricultura no Brasil***, José Garcia Gasques e Carlos M. Villa Verde, janeiro 1995, 21p.

Nº 366 - ***Pobreza, Estrutura Familiar e Trabalho***, Ricardo Paes de Barros e Rosane Silva Pinto de Mendonça, fevereiro 1995, 27p.

Nº 367 - ***Intermodalidade, Intramodalidade e o Transporte de Longa Distância no Brasil***, Newton de Castro, fevereiro 1995, 21p.

Nº 368 - ***Governabilidade e Pobreza O Desafio dos Números***, Sonia Rocha, fevereiro 1995, 29p.

Nº 369 - ***Federalismo e Regionalização dos Recursos Públicos***, Lena Lavinas. Manoel Augusto Magina e Monica Couto e Silva, abril 1995, 20 p.

Nº 370 - ***Economia Política da Saúde: Uma Perspectiva Quantitativa,*** Adriane Zaeyen e outros, abril 1995. (em elaboração)

Nº 371 - ***Os Incentivos Fiscais à Indústria da Zona Franca de Manaus: Uma Avaliação (Relatório Final),*** Flávio Tavares Lyra, maio 1995, 176 p.

Nº 372 - ***A Macroeconomia do Desenvolvimento Nordestino: 1960/1964***, Gustavo Maia Gomes e José Raimundo Vergolino, maio 1995, 109 p.

Nº 373 - ***Uma Nota Sobre o Regime de Origem no Mercosul,*** Honorio Kume, maio 1995, 20 p.

Nº 374 - ***Interindustry Wage Differentials,*** Armando Castelar Pinheiro e Lauro Ramos, maio 1995, 28 p.

Nº 375 - ***A Dinâmica Regional Recente da Economia Brasileira e suas Perspectivas,*** Clélio Campolina Diniz, junho 1995, 39 p.

Nº 376 - ***Qualificação Profissional: Uma Proposta de Política Pública,*** Carlos Alberto dos Santos Vieira e Edgard Luiz Gutierrez Alves, junho 1995, 25 p.

Nº 377 - ***Os Determinantes da Desigualdade no Brasil,*** Ricardo P. de Barros e Rosane Silva P. de Mendonça, julho 1995, 63 p.

Nº 378 - ***Coping with Change in the Economy: New Technologies, Organisational Innovation and Economies of Scale and Scope and Scope in the Brazilian Engineering Industry,*** Ruy de Quadros Carvalho, julho 1995, 60 p.

Nº 379 - ***Impactos da Seguridade Social: Alguns Aspectos Conceituais,*** Francisco Eduardo B. de Oliveira e Kaizô I. Beltrão, agosto 1995, 17 p.

Nº 380 - ***Ajuste Macroeconômico e Flexibilidade do Mercado de Trabalho no Brasil: 1981/92,*** André Urani, setembro 1995, 66 p. (em fase de elaboração)

Nº 381 - ***Uma Avaliação da Qualidade do Emprego no Brasil,*** Ricardo Paes de Barros e Rosane Silva Pinto de Mendonça, setembro 1995, 75 p.

Nº 382 - ***A Tributação do Comércio Interestadual: ICMS Atual versus ICMS Partilhado,*** Ricardo Varsano, setembro 1995, 14 p.

Nº 383 - ***Legislação de Direitos Compensatórios e sua Aplicação a Produtos Agrícolas no Brasil,*** Guida Piani, setembro 1995, 30 p.

Nº 384 - ***Qualidade da Educação Infantil - Desenvolvimento Integral e Integrado,*** Pedro Demo, outubro 1995, 45 p.

Nº 385 - ***Política de Concorrência: Tendências Recentes e o Estado da Arte no Brasil,*** Lúcia Helena Salgado, outubro 1995, 58 p.

Nº 386 - ***Estratificação de Empresas: Histórico e Proposta de Classificação,*** Paulo Tafner, outubro 1995, 57 p.

Nº 387 - ***Projeto Áridas - Nordeste: Uma Estratégia para Geração de Emprego e Renda,*** Ricardo R. A. Lima, outubro 1995, 42 p.

Nº 388 - ***Ensino Superior: Uma Agenda para Repensar seu Desenvolvimento,*** Raulino Tramontin, outubro 1995, 26 p.

Nº 389 - ***Financial Liberalization and the Role of the State in Financial Markets,*** Heitor Almeida, novembro 1995, 16 p.

Nº 390 - ***Federalismo e Desenvolvimento Regional: Debates da Revisão Constitucional,*** Lena Lavinas e Manoel A. Magina, novembro 1995, 30 p. + anexos.

Nº 391 - ***Cidadania e Direitos Humanos — sob o Olhar das Políticas Públicas,*** Pedro Demo e Liliane Lúcia Nunes de Aranha Oliveira, novembro 1995, 91 p.

Nº 392 - ***Novas Fontes de Recursos, Propostas e Experiências de Financiamento Rural,*** José Garcia Gasques e Carlos Monteiro Vila Verde, dezembro 1995, 38 p.

Nº 393 - ***O Modelo Monetário de Determinação da Taxa de Câmbio: Testes para o Brasil,*** José W. Rossi, dezembro 1995, 28 p.

Nº - 394 - ***Reforma da Previdência na Argentina,*** Francisco de Oliveira Barreto, dezembro 1995, 14 p.

Nº 395 - *Estoques Governamentais de Alimentos e Preços Públicos*, Guilherme C. Delgado, dezenbro 1995, 34 p.

Nº 396 -***O Processo da Reforma Tributária,*** Fernando Rezende, janeiro 1996, 18 p.

Nº 397 - ***Gestão da Qualidade: evolução histórica, conceitos básicos e aplicação na educação,*** Ose Mary Juliano Longo, janeiro 1996, 14 p.

Nº 398 - ***Poverty Studies in Brazil - A Review,*** Sonia Rocha, janeiro 1996, 20 p.

Nº 399 - ***Proposta de um Imposto Ambiental Sobre os Combustíveis Líquidos no Brasil,*** Ronaldo Seroa da Motta e Francisco Eduardo Mendes, janeiro 1996, 21 p.

Nº 400 - ***A Reestruturação Produtiva nas Empresas Brasileiras e seu Reflexo sobre a Força de Trabalho, por Gênero,*** Virene Roxo Matesco e Lena Lavinas, janeiro 1996, 33 p.

N - 401 - ***Política de Saúde no Brasil: Diagnóstico e Perspectivas,*** Maria Elizabeth Barros e outros, fevereeiro 1996, 123 p.

Nº 402 - ***ICMS: Evolução Recente e Guerra Fiscal,*** Marcelo Piancastelli e Fernando Perobelli, fevereiro 1966, 31 p..

Nº 403 - ***Indicadores Ambientais no Brasil: Aspectos Ecológicos, de Eficiência e Distributivos,*** Ronaldo Seroa da Motta, fevereiro 1996, 104 p.

Nº 404 - ***Capacidade Tributária dos Estados Brasileiros, 1970/90,*** Eustáquio José Reis e Fernando A. Blanco, fevereiro 1996, 31 p.

N 405 - ***A Evolução do Sistema Tributário Brasileiro ao Longo do Século: Anotações e Reflexões para Futuras Reformas,*** Ricardo Varsano, fevereiro 1996, 34 p.

Nº 406 - ***O Processo de Gasto Público do Programa do Livro Didático,*** Jorge Abrahão de Castro, março 1996, 74 p.

Nº 407 - ***A Busca da Excelência nos Serviços Públicos: O Caso de Rondonópolis,*** Rose Mary Juliano Longo e outros, março 1996, 21 p.

Nº 408 - ***A Gestão da Qualidde e a Excelência dos Serviços Educationais: Custos e Benefícios de sua Implantação,*** Antonio Carlos da R. Xavier, março 1996, 17 p.

Nº 409 - *A Experiência Recente da Política Industrial no Brasil: Uma Avaliação*, Eduardo Augusto Guimarães, abril 1996, 30 p.

Nº 410 - *O Problema Habitacional no Brasil: Déficit, Financiamento e Perspectivas*, José Romeu de Vasconcelos e outros, abril 1996, 36 p.

Nº 411 - *Maternidade Darcy Vargas: Excelência no Atendimento ao Binômio Mãe-Filho*, Fátima Marra e outros, abril 1996, 20 p.

Nº 412 -*Tarifas, Preços e a Estrutura Industrial dos Insumos Agrícolas: O Caso dos Defensivos (Relatório Final)*, Jacob Frenkel, maio 1996, 120 p.

Nº 413 -*A Política Industrial Brasileira: Mudanças e Perspectivas*, Flávio Tavares de Lyra, maio 1996, 21 p.

Nº 414 -*Transformações no Padrão Locacional Industrial: o Caso de Santa Rita do Sapucaí, Fernando S. Perobelli, maio 1996, 60 p.*

Nº 415 -*Estudo da Função Demanda por Serviços de Saneamento e Estudo da Tarifação do Consumo Residencial*, Thompson Almeida Andrade e outros, maio 1996, 61 p.

Nº 416 -*Aspectos Econômicos da Gestão Integrada de Resíduos Sólidos*, Larissa Steiner Chermont e outros, maio 1996, 26 p.

Nº 417 - *De Ônus a Bônus: Política Governamental e Reformas Fiscans na Transformação do Estado Brasileiro*, Ricardo Varsano, maio 1996, 18 p.

Nº 418 - **Trade Liberalization and Quality Innovation in Brazilian Autos**, *Renato Fonseca, maio 1996, 32 p*

RELATÓRIO INTERNO - RI

Coordenação de Política Macroeconômica - CPM

Coordenação de Difusão Técnica e Informações - CDI

Coordenação de Política Social - CPS

Coordenação de Política Setorial - CPSe

Diretoria Executiva

Diretoria de Pesquisa

Diretoria de Políticas Públicas

CADERNO DE ECONOMIA - CE

DOCUMENTO DE POLÍTICA - DP

SÉRIE SEMINÁRIOS*

A Série Seminários tem por objetivo divulgar trabalhos apresentados em seminários promovidos pela DIPES/IPEA.

Nº 01/95 - ***Uma Avaliação da Qualidade do Emprego no Brasil,*** Ricardo P. de Barros e Rosane Silva P. de Mendonça, março 1995.

Nº 02/95 - ***The Contemporary Transformations of the Japanese Wage Lobor Nexus in Historical Retrospect an Some International Comparisons,*** Robert Boyer, abril 1995.

Nº 03/95 - ***Merenda Escolar e Desigualdade: O Caso de São Paulo,*** André Cezar Medici, abril 1995.

Nº 04/95 - ***Regulation and Flexibility of the Labor Market in Brazil,*** Edward J. Amadeo e José Márcio Camargo, abril 1995.

Nº 05/95 -***A Administração Pública como Empregadora: Uma Avaliação da Década de 80,*** Danielle Carusi Machado e outros, abril 1995.

Nº 06/95 - ***Mercado de Trabalho Não-Regulamentado: Participação Relativa e Diferenciais de Salários,*** Reynaldo Fernandes, maio 1995.

Nº 07/95 - ***Relatório sobre o desenvolvimento Social na Sociedade Brasileira,*** Amélia Cohn, maio 1995.

Nº 08/95 - ***Water Quality and Policy in Brazil: Estimates of Health Costs Associated to Sanitation Services and Simulation of Pollution Taxes Applied in River Basins,*** Ronaldo Seroa da Motta, julho 1995.

Nº 09/95 - ***Pigou, Dalton and the Principle of Transfers: an Experimental Investigation,*** Yoram Amiel e Frank. A. Cowell, agosto 1995.

Nº 10/95 - ***Labor Market Institutions and Labor Market Performance,*** Ricardo Paes de Barros e Rosane Mendonça, agosto 1995.

Nº 11/95 - ***Estruturas de Negociação Salarial e Desempenho Macroeconômico,*** José Carlos dos Reis Carvalho, setembro 1995.

Nº 12/95 - ***Análise Estrutural do Emprego e dos Rendimentos na Indústria de Transformação de São Paulo,*** Márcia Helena de Lima, setembro 1995.

Nº 13/95 - ***Rigidezes de Práticas de Pagamentos,*** Marcelo Neri, setembro 1995.

Nº 14/95 - ***A Reestruturação Industrial e a Natureza do Trabalho Capitalista,*** Liana Maria da Frota Carleial, setembro 1995.

Nº 15/95 - ***Mudanças na Estrutura Ocupacional na Década de 80,*** Ana Flávia Machado e Mônica Viegas Andrade, outubro 1995.

Nº 16/95 - ***Ambiente Econômico e Resposta Empresarial: O Ajuste da Indústria Brasileira nos Anos 90,*** Paulo Fernando Fleury, novembro 1995.

N 17/95 - ***Distribuição de Renda e Pobreza nos Anos 90: Uma Análise da Situação na Região Metropolitana de São Paulo,*** Paulo de Martino Jannuzzi e Sandra Márcia Chagas Brandão, novembro 1995.

Nº 18/95 - ***Terceriarização e Qualidade do Emprego: Uma Análise da Região Metropolitana de São Paulo no Início dos Anos 90,*** Valéria Pero, novembro 1995.

Nº 19/95 - ***Qualificação, Tecnoloiga e Salário na Teoria Econômica,*** Victor Hugo Klagsbrunn, dezembro 1995.

*Anteriormente chamada de "Seminários sobre estudos sociais e do trabalho".