

**IDENTIFICAÇÃO E ESTIMAÇÃO
DE AUTO-REGRESSÕES VETORIAIS COM CAUSALIDADE
CONTEMPORÂNEA SIMULTÂNEA: A ANÁLISE
E APLICAÇÃO À RELAÇÃO DE CASUALIDADE ENTRE MOEDA E
RENDA NA ECONOMIA BRASILEIRA**

Alexandre Rands Barros

*Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de
Pernambuco (UFPE)*

Roberto F. Guimarães Filho

Doutorando em Economia pela Universidade de Illinois (USA)

Resumo: *Conclusões teóricas sobre a causalidade da renda são revistas e uma pesquisa de métodos empíricos é apresentada. Um novo método de identificação para testes, baseado em auto-regressões vetoriais, que fundamenta a insuficiência de testes anteriores, é desenvolvido e aplicado aos dados brasileiros trimestrais de 1973 a 1992. Uma conclusão importante é que os choques monetários no Brasil têm efeitos positivos e permanentes no PIB.*

Palavras-chave: *Moeda; Renda Nacional; Economia Brasileira.*

1 INTRODUÇÃO

As proposições de neutralidade da moeda são de fundamental relevância na macroeconomia. Ao testá-las, o que se procura verificar é se mudanças permanentes na oferta monetária têm efeitos no PIB. Desde a década de setenta, as novas concepções surgidas a partir dos desenvolvimentos teóricos sobre as hipóteses de neutralidade, notadamente os trabalhos suscitados pelos novos clássicos e novos keynesianos, levaram a um maior empenho dos macroeconométricos a testar essa hipótese.

Ao analisar-se a questão da neutralidade econometricamente, surgem alguns problemas. Primeiramente, LUCAS (1972)⁽¹⁶⁾ mostrou que com expectativas racionais e não neutralidade de curto prazo não se deve testar a neutralidade de longo prazo fazendo uso de formas reduzidas. Por sua vez KING, WATSON (1992)⁽¹⁴⁾ apontam para o fato de que as análises macroeconômicas estruturais não produzem evidências convincentes no tocante às proposições de neutralidade.

O presente artigo desenvolve um método de estimação para a causalidade entre moeda e renda, que supera as dificuldades enfrentadas pelos métodos previamente utilizados. O nosso método evita a introdução de restrições teóricas *a priori*. Dado que elas são comumente objeto de controvérsias na literatura, nosso teste não cai em descrédito por suposições questionadas por algumas teorias.

Este artigo está organizado da seguinte forma: a próxima seção sumaria as contribuições teóricas em torno da neutralidade da moeda, enfatizando as controvérsias dominantes recentes. Em seguida é apresentada a macroeconometria dos testes de neutralidade. Na quarta e quinta seções são apresentados o método de estimação e os resultados empíricos, respectivamente. Por fim, são feitos os comentários finais sobre os testes realizados e a relação entre os resultados encontrados e a teoria apresentada.

2 AS CONTRIBUIÇÕES TEÓRICAS SOBRE A NEUTRALIDADE DA MOEDA

Embora seja uma questão discutida há bastante tempo (ver HUME 1752)⁽¹³⁾, o papel da moeda é um dos centros dos debates em Macroeconomia. Nos clássicos a moeda é, quase que por definição, neutra, quer seja no curto ou longo prazo. Isso decorre do fato de que o produto é determinado no mercado de trabalho, independentemente de fatores monetários (dicotomia clássica). O ciclo econômico decorre de flutuações na produtividade das firmas (demanda por trabalho) ou mudanças nas preferências dos ofertantes de trabalho. À moeda cabia o papel de determinar o nível

geral de preços via equação de trocas, portanto a moeda permanece neutra no curto e no longo prazo.

Não obstante Keynes ter afirmado que sua “Teoria Geral” destinava-se a analisar as economias monetárias e que de fato, no curto prazo, a moeda fosse relevante, o papel da moeda no longo prazo é bastante ambíguo, sendo inclusive condizente com o desprezo desse autor em relação a esse horizonte de tempo. Os desenvolvimentos keynesianos seguintes vieram a preencher a lacuna.

A síntese neoclássica, baseada num modelo keynesiano com preços rígidos, admitia inicialmente que a política monetária poderia afetar o nível de equilíbrio da renda. Essa idéia pode ser representada num modelo simples, a partir do seguinte sistema de equações:

$$Y = \alpha_0 G - \alpha_1 r \quad (1)$$

$$m - p = \beta_0 Y - \beta_1 r \quad (2)$$

onde:

Y, G, m, p e r = logaritmos naturais de renda, gastos do governo, oferta monetária, nível de preços e taxa de juros, respectivamente.

As equações (1) e (2) são versões simples da “IS” e “LM”, respectivamente. Todos os parâmetros são positivos. A partir deste modelo, obtém-se:

$$Y = \frac{\beta_1 \alpha_0 G + \alpha_1 (m - p)}{\beta_1 + \alpha_1 \beta_0} \quad (3)$$

Com preços rígidos, pode-se deduzir da equação (3) que um aumento da oferta de moeda leva a um aumento do nível de equilíbrio da renda. A partir desse modelo e de uma função de produção simples da forma:

$$N = \delta Y, \quad (4)$$

acreditava-se que a política monetária praticada poderia alterar o nível de emprego e renda da economia, tanto no curto quanto no longo prazo. Mesmo quando se introduzia curva de Phillips para apreender a relação dinâmica entre preços e taxa de desemprego, as conclusões quando ao efeito de política monetária eram as mesmas

obtidas com o modelo estático representado pelas equações (1), (2) e (4), pois não se analisavam todas essas relações dentro de uma estrutura de equilíbrio geral.

Na década de sessenta e início da década de setenta, estudos começam a considerar com mais detalhes o efeito dinâmico embutido na curva de Phillips e seu impacto para os equilíbrios de curto e longo prazos da renda e do emprego, dentro de uma estrutura de equilíbrio geral. Essas preocupações podem ser representadas no modelo acima pela inclusão de uma versão simples da curva de Phillips.

$$\dot{p} = h(N^* - N) \quad (5)$$

onde:

o "ponto" em cima de p = a derivada dessa variável no tempo*;

h = um parâmetro positivo ;

N^* = o nível de pleno emprego.

Substituindo-se as equações (3) e (4) na equação (5), obtemos:

$$p = \frac{h\delta\alpha_0\beta_1}{\beta_1 + \alpha_1\beta_0} G + \frac{h\delta\alpha_1}{\beta_1 + \alpha_1\beta_0} m - hN^* - \frac{h\delta\alpha_1}{\beta_1 + \alpha_1\beta_0} p \quad (6)$$

Sendo todos os parâmetros do modelo positivos, podemos ver, a partir do coeficiente de " p " na equação (6), que esta variável é estável. Ou seja, para uma oferta monetária e gastos do Governo dados, existe um nível de preços " e^* " que representa um equilíbrio de longo prazo para o qual " e " converge, caso não esteja no seu equilíbrio. Em outras palavras: com a incorporação da curva de Phillips no modelo, percebeu-se que o efeito da política monetária no longo prazo podia diferir qualitativamente do seu efeito de curto prazo. Particularmente, no equilíbrio de longo prazo, onde " $(dp/dt) = 0$ ", podemos perceber, a partir das equações (3) e (6), que

$$Y^* = \frac{N^*}{\delta} \quad (7)$$

Onde:

Y^* = logaritmo da renda de equilíbrio de longo prazo.

* Ou seja, a taxa de crescimento dos preços (inflação), já que " p " é o logaritmo do índice de preços.

A partir do significado de “N”, vemos que no longo prazo a renda tende ao equilíbrio no seu nível de pleno emprego. Ou seja, com esses desenvolvimentos, os efeitos de curto e longo prazo da política monetária passaram a ser vistos como sendo diferentes. No curto prazo, a política monetária teria o efeito tal qual defendido inicialmente por Keynes, enquanto no longo prazo ela seria neutra.

Embora os keynesianos dominassem a cena do pós-guerra até os anos 60, no final dessa década veio à tona uma correlação positiva entre inflação e desemprego, algo que o modelo composto pelas equações (1), (2), (4) e (5) não era capaz de explicar consistentemente.

FRIEDMAN (1968)⁽¹¹⁾, PHELPS (1970)⁽¹²⁾, buscando apoio no comportamento racional dos agentes, formularam argumentos teóricos que visam, entre outras coisas, explicar de maneira satisfatória a correlação positiva entre inflação e desemprego. No seu artigo de 1968, Friedman advoga que a curva de Phillips, tal como originalmente formulada, esbarra em algumas inconsistências com a *rationale* da teoria econômica dominante, no caso a neoclássica. Ao se supor que o desemprego está relacionado com a inflação de salários nominais, implicitamente aceita-se que os agentes econômicos padecem de alguma forma de ilusão monetária, o que por sua vez é incompatível com a racionalidade *a priori* destes. Dado que agentes racionais não confundem salários nominais com salários reais, FRIEDMAN (1968)⁽¹¹⁾ postula que o desemprego deve estar inversamente relacionado com as variações dos salários reais no curto prazo apenas por inércia no processo de ajuste das expectativas inflacionárias. Por hipótese, como os agentes não dispõem do nível de preços às suas mãos (informação imperfeita), então têm que formar expectativas a respeito dessa variável, a partir das experiências passadas. Como consequência destes argumentos, os monetaristas introduzem uma curva de Phillips aceleracionista que pode ser representada como:

$$\dot{p} = \pi^e + \delta_1(N - N^*) \quad (5')$$

Onde:

π^e = representa a inflação esperada;

δ_1 = um parâmetro positivo.

As demais variáveis são definidas como anteriormente. De acordo com os monetaristas da época, a expectativa de inflação era formada adaptativamente, podendo ser representada por:

$$\pi^e = \rho(p - \pi^e) \quad (8)$$

Numa versão dinâmica do modelo, como requerida pelas equações (5') e (8), a equação (1) deve ser reescrita como

$$Y = \alpha_0 G - \alpha_1 (r - \pi^e) \quad (1')$$

onde a taxa de juros real esperada " $r - \pi^e$ " torna-se a variável relevante para a determinação da demanda agregada na "IS". A solução desse modelo nos dá:

$$Y = \frac{\beta_1 \alpha_0}{\beta_1 + \alpha_1 \beta_0} G + \frac{\alpha_1}{\beta_1 + \alpha_1 \beta_0} (m-p) + \frac{\alpha_1 \beta_1}{\beta_1 + \alpha_1 \beta_0} \pi^e \quad (9)$$

Semelhante ao modelo anterior, no curto prazo, para um nível de preços dado, um aumento na taxa de expansão monetária tem um efeito positivo na renda.

Fazendo " $x = (m-p)$ ", a estabilidade do modelo monetarista, formado pelas equações (1'), (2), (4), (5') e (8), pode ser analisada a partir das equações:

$$x = \mu - A_0 x - (1 + A_1) \pi^e - A_2 G + \delta_1 \delta Y^* \quad (10)$$

e

$$\pi = \rho A_0 x + \rho A_1 \pi^e + A_2 G - \rho \delta_1 \delta Y^* \quad (11)$$

onde:

$$A_0 = \frac{\delta_1 \delta \alpha_1}{\beta_1 + \alpha_1 \beta_0} \quad A_2 = \frac{\delta_1 \delta \beta_1 \alpha_0}{\beta_1 + \alpha_1 \beta_0} \quad A_1 = \frac{\delta \delta_1 \alpha_1 \beta_1}{\beta_1 + \alpha_1 \beta_0}$$

Essas duas equações produzirão um sistema estável se " $(\rho \beta_1 < 1)$ "*.

* A equação característica deste sistema é

$$\lambda^2 + (A_0 - \rho A_1) \lambda + \rho A_0$$

A soma de suas raízes é

$$\lambda_1 + \lambda_2 = \rho A_1 - A_0 = \frac{\delta \delta \alpha_1 (\rho \beta_1 - 1)}{\beta_1 + \alpha_1 \beta_0}$$

e a multiplicação delas é $\lambda_1 \lambda_2 = \rho A_0 > 0$.

O equilíbrio de longo prazo do modelo monetarista será alcançado quando a inflação for igual à inflação esperada (ver equação 8), o que implica que $Y = Y^e$, como pode ser visto combinando-se as equações (4) e (5'). Isso implica que a moeda é neutra no longo prazo. Entretanto, sendo $\rho \beta_1 < 1$, uma expansão monetária, levará a um aumento de $m-p$, já que o ajuste desta variável para o equilíbrio de longo prazo será lento e gradual. Isso implicará em uma expansão de Y e queda de r , no curto prazo, para que a "IS" (equação) e a "LM" (equação 2) continuem a ser satisfeitas. Porém, com o passar do tempo, as inflações esperada e efetiva convergirão paulatinamente para a taxa de expansão monetária. Com isso, Y convergirá para Y^e . Ou seja, apesar de a moeda ser neutra no longo prazo, ela não será no curto prazo, tal qual no modelo keynesiano com a curva de Phillips.

Caso $\rho \beta_1 > 1$, teremos como única solução que garante estabilidade de longo prazo para x e π , o salto imediato de $(m-p)$ e π para o equilíbrio de longo prazo. Neste caso, a cada momento, tanto x quanto π não dependem de valores passados de m e G , como acontece na solução monetarista em que o ajuste das expectativas é lento. As expectativas dos agentes dependem apenas dos valores futuros esperados e presentes observados de m e G . Em consequência, eles as ajustam automaticamente, de forma que uma mudança da oferta monetária leva a um ajuste instantâneo no nível de preços, levando a economia no mesmo momento para o seu equilíbrio de longo prazo. Ou seja, a moeda volta a ser neutra, tanto no curto quanto no longo prazo, nesta nova versão do modelo monetarista, com solução para frente das expectativas. Este modelo é comumente chamado de modelo monetarista com expectativas racionais.

Na forma determinística em que o modelo foi apresentado acima, não há componente não-sistemático na expansão monetária. Porém, numa versão estocástica deste modelo, apenas a parte sistemática seria neutra, sendo expansões não previsíveis da oferta monetária não-neutras. Porém, o efeito de tais expansões tenderia a ser eliminado quando os agentes as percebessem e as incorporassem à formação de suas expectativas. Ou seja, choques autônomos (não previsíveis) na oferta monetária são não-neutros no curto prazo, porém neutros no longo prazo (ver SARGENT, WALLACE 1975)⁽²⁵⁾.

Note-se que, nesse modelo, as variações na moeda (e, conseqüentemente, na demanda agregada) têm efeitos distintos de curto e longo prazos. Em relação à curva de Phillips, isso significa que o *trade-off* entre inflação e desemprego é instável no curto prazo, dado que o dilema é entre inflação não-antecipada e desemprego, sendo

que a primeira é de ocorrência apenas temporária (devido ao mecanismo de formação de expectativas). Assim, no curto prazo a moeda é não-neutra; porém, no longo prazo - quando as expectativas convergem - tem-se uma situação de equilíbrio, com taxa de desemprego no seu nível natural, sendo então a moeda neutra.

Essa visão de neutralidade da moeda no longo prazo, mas não-neutralidade no curto prazo, foi modificada com a idéia de expectativas racionais. Sendo os agentes racionais, também no seu processo de formação de expectativas, eles iriam utilizar toda a informação disponível, não apenas a inflação passada, para formar suas expectativas. Com isso, as expectativas de inflação só desviariam da inflação observada quando houvesse inovações não previsíveis. Pela equação (5'), podemos perceber que isto implica que o nível de emprego só é diferente do nível de pleno emprego quando há variações econômicas que não possam ser previsíveis pelos agentes. Ou seja, com essa nova interpretação do processo de formação de expectativas introduzida pelos novos clássicos, a não-neutralidade da moeda no curto prazo ficou restrita às variações não previsíveis na oferta monetária.

Ainda na década de 70, os keynesianos responderam às conclusões dos novos clássicos, introduzindo outra rigidez em modelos com expectativas racionais que poderiam justificar um efeito da política monetária mais duradouro do que o preconizado pelos novos clássicos. Os modelos de FISCHER (1977)⁽¹⁰⁾, TAYLOR (1980)⁽²⁹⁾, que introduzem contratos no mercado de trabalho, são exemplos desta linha de desenvolvimento. Em todos esses modelos, contudo, a moeda continua sendo neutra no longo prazo.

Um fator comum aos modelos analisados acima é que os ciclos podem ter origem em fatores monetários, independente da moeda ser neutra ou não. Recentemente, surgiu na literatura macroeconômica uma interpretação significativamente distinta para os ciclos econômicos: a Teoria dos Ciclos Reais (*Real Business Cycles*). Nesta nova classe de modelos, o ciclo é modelado como sendo a resposta pareto-eficiente da economia aos choques tecnológicos; ou seja, é o resultado de decisões de otimização intertemporal de firmas e consumidores, frente aos distúrbios estocásticos na função de produção agregada*. A moeda, nesses modelos, é considerada neutra, tanto no curto como no longo prazo.

KING, PLOSSER (1984) desenvolvem um modelo de ciclo real para analisar o papel da moeda; entretanto, diferente das abordagens anteriores, concluem que a correlação observada entre as variáveis reais e nominais é o resultado de respostas do setor monetário às flutuações do setor real geradas por choques de produtividade.

* Para exemplo de modelos dessa natureza, ver KYDLAND, PRESCOTT (1982)⁽¹⁵⁾ e LUCAS (1987)⁽¹⁷⁾.

Em outras palavras, a moeda seria passiva/endógena, dado que usualmente as autoridades monetárias controlam as taxas de juros, sendo o controle do estoque de moeda exercido apenas indiretamente. Ao fixar-se a taxa de juros, a moeda fica endógena (*inside-money*), tendendo a expandir-se em períodos com choques tecnológicos positivos e produto acima do nível potencial. Com base nisso, pode-se perceber que, nos modelos de ciclo real, a moeda é neutra tanto no curto como no longo prazo. Adicionalmente, PLOSSER (1989)⁽²⁴⁾ e McCALLUM (1989)⁽¹⁹⁾, entre outros, argumentam que, embora muito se tenha feito para analisar a inclusão da moeda de ciclo real, a importância desta para o *Real Business Cycle* ainda é uma questão aberta.

Após a primeira leva de modelos com rigidez de preços e salários, os keynesianos passaram a tentar justificar a existência de rigidez com base na racionalidade dos agentes. Os modelos de custo de *menu*, desenvolvidos por MANKIW (1985)⁽²⁰⁾, AKERLOF, YELLEN (1985)⁽¹⁾, e os de falhas de coordenação, apresentados por BALL, ROMER (1991)⁽²⁾, são os exemplos mais proeminentes nessa classe de modelos. Eles têm em comum que a moeda não é neutra no curto prazo, apesar de sê-lo no longo prazo.

Mais recentemente, modelos que levam em consideração a existência de externalidades introduziram justificativas baseadas na racionalidade dos agentes para a não-neutralidade da moeda, não só no curto como também no longo prazo. Modelos desenvolvidos por STADLER (1990)⁽²⁷⁾ e CHISTIANO, EICHEMBAUM (1992)⁽⁸⁾ são exemplos dessa nova classe de modelos.

3 A MACROECONOMETRIA DOS TESTES

Sendo o impacto da moeda no PIB uma questão teoricamente tão importante e controversa em economia, os economistas desde muito tempo desenvolvem testes empíricos que permitam precisar esse efeito. Os testes são, contudo, controversos neles mesmos, como veremos a seguir.

3.1 TESTE DE CAUSALIDADES

Na década de 70, iniciaram-se os testes da hipótese de neutralidade, utilizando-se a idéia de causalidade econométrica, de acordo com conceitos de causalidades desenvolvidos por GRANGER (1969) e SIMS (1972). O método empregado decorria diretamente do conceito de causalidade, e normalmente partia de uma equação da forma:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_i M_{t-i} + \sum_{i=0}^v \delta_i X_{t-i} + e_t \quad (12)$$

onde:

Y_{t-i} e M_{t-i} = logaritmos naturais do PIB e da quantidade de moeda em circulação no período “t-i”, respectivamente;

X_{t-i} = vetor com logaritmo natural de outras variáveis que eram incluídas no sistema (na maioria dos casos, preços e taxas de juros);

e_t = um erro que deve ser independente dos demais termos do lado direito da equação (12);

m , n e v = parâmetros que determinam a estrutura de defasagem adequada de cada variável para se desenvolver o teste (geralmente são definidos a partir dos próprios dados).

Os testes assumiam que “ $\beta_0 = 0$ ”, para viabilizar a identificação, e testavam a hipótese de que “ $\beta_i = 0$ ” para “ $i = 1, \dots, m$ ”. Um segundo tipo de teste focava na hipótese de que “ $\beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_{m-1} + \beta_m = 0$ ”, para testar a neutralidade de longo prazo da moeda. Para testes deste tipo ver STOCK, WATSON, 1989⁽²⁸⁾.

Vários agregados monetários foram utilizados como indicadores de “M” na equação (12). “M1”, “M2” e a base monetária foram os mais comuns. Normalmente, utilizaram-se esses agregados em termos nominais, pois os testes eram aplicados a dados de países com tradição de baixa taxa de inflação, como Estados Unidos e Inglaterra. Porém, pela forma padrão da curva “LM” no modelo “IS-LM”, definida em forma log-linear na equação (2), percebe-se que o agregado monetário utilizado pode também ser deflacionado pelo preço, pois a quantidade de moeda que é tida como importante para se afetar o produto é a real, não o seu valor nominal. Apenas em países de baixa inflação, a variação da quantidade nominal de moeda em circulação normalmente implica em uma mudança no estoque real de moeda.

Uma outra dificuldade que suscitou controvérsia nesses testes foi a forma adequada de se considerar a tendência de longo prazo das séries utilizadas no teste. Alguns trabalhos incluíam entre as variáveis do vetor “X” na equação (12) uma tendência determinística, que poderia ser linear ou de qualquer outra forma. Os testes mais recentes utilizam a hipótese de que tanto o PIB quanto os agregados monetários possuem raízes unitárias e, por tal, têm tendências estocásticas, como

sugerido pelos estudos na literatura da raiz unitária* . Conseqüentemente, suas tendências são mais apropriadamente representadas via diferenciação ou métodos modernos de regressão com co-integração. Ou seja, conclusões retiradas com modelos que incluíam tendência de longo prazo são consideradas obsoletas.

Os resultados desses testes são controversos, dependendo muito das especificações do modelo e do período coberto pelos dados. Porém, se há alguma conclusão obtida com os testes, é a de que a quantidade de moeda em circulação afeta o PIB. Críticas a esse tipo de teste, contudo, que enfatizam a sua capacidade de considerar adequadamente a causalidade simultânea, que deveria representar uma ligação importante entre as variáveis em questão e o efeito de "Y" em "M", que não é adequadamente incluído na equação (12), levaram à utilização de novos testes, aplicando-se auto-regressão vetorial. O artigo seminal de Sims (1980) representa um marco nessa literatura.

3.2 TESTES COM AUTO-REGRESSÃO VETORIAL

Além da equação (12), testes com auto-regressão vetorial também incluem equações adicionais que possam captar o impacto de "Y", "M" e "X" e "M". Mais precisamente, sob a suposição simplificadora de que "X" é unidimensional, incluíram-se equações da forma:

$$M_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_i M_{t-i} + \sum_{i=0}^v d_i X_{t-i} + m_t \quad (13)$$

$$X_t = \rho_0 + \sum_{i=0}^n \rho_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \pi_i M_{t-i} + \sum_{i=1}^v \gamma_i X_{t-i} + x_t \quad (14)$$

O sistema formado pelas equações (12), (13) e (14) pode ser generalizado e representado em forma matricial por:

$$A_0 H_t = \sum_{i=1}^n A_i H_{t-i} + \Psi E_t \quad (15)$$

* Ver por exemplo NELSON, PLOSSER (1982)⁽²¹⁾ e PERRON (1988)⁽²²⁾. Em alguns casos assumem-se que o agregado monetário é uma variável integrada de ordem 2 (i(2)). Ver, por exemplo, KING, WATSON (1992)⁽¹⁴⁾.

onde:

A_0 = uma matriz 3x3 de coeficientes, com elementos na diagonal igual a 1;

A_i = matrizes 3x3 de coeficientes, aos quais não se impõe nenhuma restrição;

Ψ = uma matriz de coeficientes " $H_t = [Y_t, M_t, X_t]$ " e " $E_t = [e_t, m_t, x_t]$ ".

A equação (15) generaliza o sistema formado pelas equações (12), (13) e (14) através da inclusão de " Ψ ", relaxando a restrição de que cada inovação contida no vetor " E_t " entre apenas em uma equação. Cada uma dessas inovações, contudo, tem um significado econômico, sendo " e_t " as inovações do PIB, " m_t " as inovações do agregado monetário e " x_t " as inovações na variável " x_t ". Nesse modelo a questão relevante estudada é o efeito dinâmico de " m_t " em " Y_t ".

A equação (15), contudo, sofre de problema de indentificação. Os coeficientes em " A_0 " e " Ψ " não são facilmente identificáveis. Comumente, impõe-se a restrição de que:

$$E(E_t' E_t) = D \quad (16)$$

onde:

D = uma matriz diagonal.

Com isso, impõe-se a condição de que os erros são independentes entre si, além de serem também intertemporalmente independentes. Contudo, o modelo continua sub-identificado.

A equação (15), contudo, é mais detalhada do que necessário para se obter o impacto de " m " em " Y ". Ela pode ser reescrita como:

$$\Phi H_t = \sum_{i=1}^n B_i H_{t-i} + E_t \quad (15')$$

onde:

$B_i = \Psi^{-1} A_i$;

$\Phi = \Psi^{-1} A_0$.

Apenas os coeficientes de " B_i " e " Φ " precisam ser identificados para que se obtenham os efeitos no produto " Y " de inovações no agregado monetário " m ". Adicionalmente, pode-se dividir cada equação em (15') por constantes, de forma que " Φ_{ii} "

= 1", para "i = 1, 2 e 3". Os erros na equação (15') podem ser redefinidos, de forma que a matriz que apareça multiplicando "E_i" continue sendo a identidade. Ou seja, a equação (15') pode ser tal que todos os elementos da diagonal principal de "Φ" sejam iguais a um.

O problema para a estimação da equação (15') é que o uso dos métodos tradicionais em econometria implicam que os coeficientes estimados para "Φ" e "B_i" são viesados, pois o fato de "Φ" não ser diagonal implica em dependência entre os erros e os regressores. O método mais comum de se estimarem regressões com esse problema é via variáveis instrumentais; porém, caso este método seja aplicado às equações isoladamente, a equação estimada será a (15), em vez da (15'). Para que se possa aplicar este método, será necessário estimarem-se todas as equações em (15') conjuntamente, com a restrição de que a condição expressa na equação (16) seja verdadeira.

As soluções dadas na literatura para esse problema da identificação, contudo, são deferentes. Preferiu-se estimar uma versão modificada da equação (15'), que pode ser representada por:

$$H_t = \sum_{i=1}^n b_i H_{t,i} + u_t \quad (18'')$$

onde:

$$b_i = \Phi^{-1} B_i;$$

$$u_t = \Phi^{-1} E_t.$$

Esta equação pode ser estimada por métodos econométricos tradicionais. A partir dos resultados obtidos, da matriz de variância-covariância dos erros estimada "Ω = (u_tu_t)'", da restrição representada pela equação (16) e de algumas suposições teóricas adicionais, podem-se identificar todos os parâmetros da equação (15'). As restrições poderiam ser arbitrárias, como em SIMS (1980)⁽²⁶⁾, ou partindo de concepções teóricas, como em BERNANKE (1986)⁽³⁾, BLANCHARD (1989)⁽⁴⁾. As suas definições, contudo, podem ter grande impacto nos resultados encontrados (ver BERNANKE, 1986)⁽³⁾. Com as restrições teóricas impostas por Bernanke (1986) e Blanchard (1989), os resultados encontrados foram que, apesar de não haver evidência contrária à hipótese de que a moeda é neutra no longo prazo, ela é neutra no curto prazo.

KING, WATSON (1992)⁽¹⁴⁾ trouxeram um exemplo de teste incluindo apenas "Y" e "M" no modelo; porém, o método que eles utilizaram não demandou

identificação a partir de suposições teóricas, como nos estudos anteriores. Com duas variáveis apenas, a imposição de um valor para um dos coeficientes do vetor “ Φ ” e a restrição expressa na equação (16) já são suficientes para identificar os demais parâmetros da equação (15'). Dessa forma, eles impuseram arbitrariamente vários valores para um dos coeficientes em “ Φ ” e estimaram o efeito dinâmico de “ M ” e “ Y ”. Com esse método, eles não foram capazes de negar a hipótese de que o impacto de “ M ” em “ Y ” é nulo.

4 MÉTODO DE ESTIMAÇÃO

Neste trabalho utilizamos a idéia de KING, WATSON (1992)⁽¹⁴⁾ de não utilizar nenhuma restrição teórica para identificar o modelo; porém, evitamos a perda de força do método deles de tentar um intervalo grande de possíveis valores para os parâmetros. Retomamos a idéia de utilizar método de variáveis instrumentais para identificar parâmetros iniciais, evitando assim a arbitrariedade na determinação de qualquer parâmetro. Mais especificamente, partimos das equações:

$$M_t = \alpha_0 Y_t + B_1(L)M_t + B_2(L)Y_t + e_{mt} \quad (17)$$

$$Y_t = \beta_0 M_t + B_3(L)M_t + B_4(L)Y_t + e_{yt} \quad (18)$$

onde:

M_t e Y_t = a oferta monetária e o PIB;

$B_i(L)$ ($i = 1, \dots, 4$) = polinômios no operador de defasagem “ L ”, sendo “ $B_i(0) = 0$ ” para qualquer “ i ”;

e_{mt} e e_{yt} = erros aleatórios, que suporemos sejam independentes e tenham distribuição normal.

A partir destas equações, estimamos inicialmente a equação (17) via variável instrumental. Com isso obtivemos uma primeira estimação de “ e_{mt} ”, que é independente de “ Y_t ”.

Após esse primeiro estágio, resolvemos para “ M_t ” e “ Y_t ” o sistema de equação formado pelas equações (17) e (18), obtendo:

$$M_t = \frac{B_1(L) + \alpha_0 B_3(L)}{1 - \alpha_0 \beta_0} M_t + \frac{B_2(L) + \alpha_0 B_4(L)}{1 - \alpha_0 \beta_0} Y_t + \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_0 \beta_0} e_{yt} + \frac{1}{1 - \alpha_0 \beta_0} e_{mt} \quad (17')$$

$$Y_t = \frac{B_3(L) + \alpha_0 B_1(L)}{1 - \alpha_0 \beta_0} M_t + \frac{B_4(L) + \alpha_0 B_2(L)}{1 - \alpha_0 \beta_0} Y_t + \frac{\beta_0}{1 - \alpha_0 \beta_0} e_{mt} + \frac{1}{1 - \alpha_0 \beta_0} e_{yt} \quad (18')$$

Estando “ α_0 ” e “ e_{mt} ” disponíveis da primeira estimação, utilizamos os mesmos para estimar a equação (18') via método dos mínimos quadrados não-lineares. Neste caso, obtivemos “ e_{yt} ”, que é não só independente de “ M_t ”, mas que também satisfaz a condição de ortogonalidade amostra. Desse estágio, obtivemos uma primeira estimação de “ β_0 ” que depende do valor de “ α_0 ” e de “ e_{mt} ” estimados no estágio anterior, e que leva “ e_{yt} ” a satisfazer a condição de ortogonalidade referida.

Como as primeiras estimativas de “ e_{mt} ” e “ α_0 ” não satisfazem a condição de ortogonalidade de “ e_{mt} ” e “ Y_t ”, procedemos a uma segunda estimativa deles a partir da equação (17') e “ β_0 ” e “ e_{yt} ” estimados do segundo estágio. Após este estágio obtivemos erros “ e_{yt} ” e “ e_{mt} ”, tal que “ $E(e_{yt} e_{mt}) = 0$ ”, “ $E(e_{yt} M_t) = 0$ ”, “ $E(e_{mt} Y_t) = 0$ ”, onde “ $E(.)$ ” define a esperança amostral do produto entre parênteses. Porém “ e_{yt} ” e “ β_0 ” não mais satisfazem a condição de máxima verossimilhança na equação (18'). Dessa forma, procedemos a suas reestimações, utilizando os novos valores de “ e_{mt} ” e “ α_0 ”.

As reestimações, de acordo com a lógica descrita no parágrafo anterior, foram repetidas sucessivas vezes. Com esse método recursivo, há convergência dos erros e dos parâmetros. Os estimadores convergentes satisfazem as restrições de ortogonalidade descritas e a máxima verossimilhança nas equações (17') e (18'), quando as restrições obtidas com a estimação da outra equação são impostas.

5 RESULTADOS

Utilizamos dados trimestrais do PIB real e de “M1” (deflacionado pelo IGP-DI), para “Y” e “M” nas equações (17') e (18'). Para as estimações utilizamos dados que se estendem do primeiro trimestre de 1973 até o segundo trimestre de 1993. Os dados para o PIB foram obtidos de EHLERS, LIMA (1993)⁽⁹⁾ até 1992, e completados com dados do IPEA para 1993. Os dados para “M1” e IGP-DI foram obtidos do Banco Central (Boletins) e FGV (Conjuntura Econômica), respectivamente. Antes de se proceder às estimações, aplicou-se o teste de Dickey e Fuller aumentado (ADF), para testar a existência de raiz unitária nas duas variáveis e nas suas primeiras diferenças. A seleção da estrutura de defasagens para esses testes foi feita a partir do método Akaike, e os resultados sugerem que o logaritmo natural de ambas as variáveis têm uma raiz unitária, contrário à hipótese de que eles têm uma tendência

determinística. Também aplicaram-se estes testes às primeiras diferenças das duas variáveis do modelo. Os resultados indicaram que nenhuma das duas têm uma segunda raiz unitária*.

As equações (17), (17') e (18') foram estimadas em primeira diferença dos logaritmos naturais das variáveis, com dados cobrindo o período (1973:1-1993:2)**. Acrescentaram-se *dummies* sazonais a todas as estimações e cinco *dummies* com 1 apenas nos períodos (1986:2, 1987:1, 1989:3 e 1990:2). No primeiro estágio, quando a equação (17) foi estimada via método de variáveis instrumentais, utilizaram-se as produções industriais nos EUA, Alemanha e Japão como variáveis instrumentais (tempo presente e quatro defasagens)***. Na estimação dos parâmetros finais, utilizaram-se dez recursões apenas, já que nas últimas rodadas as variações nos parâmetros estimados foram muito pequenas.

A partir desses resultados, procedeu-se à estimação do efeito dinâmico de “ e_m ” e “ e_y ” nos logaritmos de “M1” e do PIB, respectivamente. O desvio padrão desses erros foram obtidos por simulação, com 1000 replicações. As figuras de 1 a 4 trazem esses efeitos com indicações dos intervalos de confiança, com probabilidade de conterem o verdadeiro valor dos efeitos em 90% dos casos. Esse intervalo de confiança é adequado, na suposição de que os estimadores dos efeitos dinâmicos têm distribuição normal, como sugerido por LÜTKEPOHL (1990)⁽¹⁸⁾****.

Particularmente, os efeitos contidos na FIGURA 1 são os de interesse para a questão deste trabalho. Como vemos, nossos resultados indicam que o efeito no PIB de inovações em “M1” real na economia brasileira são positivos e permanentes. Quando a oferta real de moeda aumenta, o PIB sobe no curto prazo, e esse efeito positivo inicial persiste no longo prazo. Ou seja, nossos testes sugerem que a oferta monetária no Brasil não é neutra, nem no curto nem no longo prazos. Contudo, o intervalo de confiança com probabilidade de conter o verdadeiro valor do efeito dinâmico com 90% de probabilidade, caso esses efeitos tenham uma distribuição normal, não rejeita a hipótese de que depois do sexto ano o efeito seja nulo ou mesmo negativo. Isso significa que, apesar de nosso teste sugerir

* Os resultados desses testes encontram-se disponíveis com os autores e podem ser enviados a interessados.

** Os dados necessários para as defasagens iniciais do PIB foram obtidos de CARDOSO (1981)⁽⁶⁾.

*** Os dados foram obtidos do Boletim do Banco Central.

**** Vale notar que a estimação dos efeitos dinâmicos contemporâneos recursivamente, como realizado, certamente mudará a distribuição desses erros. O desvio padrão desses parâmetros, que indicam a causalidade contemporânea, foram estimados para a simulação a partir da hipótese de que eles teriam sido estimados via mínimos quadrados ordinários.

que inovações não previsíveis na oferta monetária não são neutras nem no curto nem no longo prazo, a hipótese de neutralidade depois do sexto ano não é rejeitada.

6. CONCLUSÕES

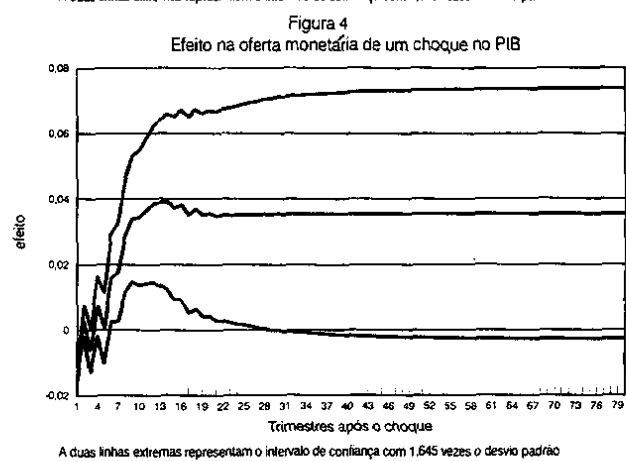
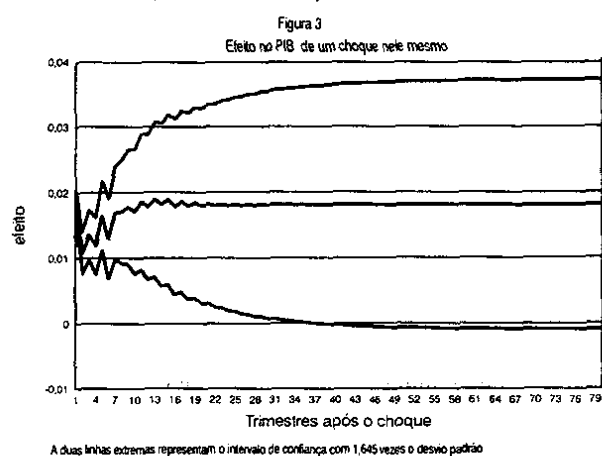
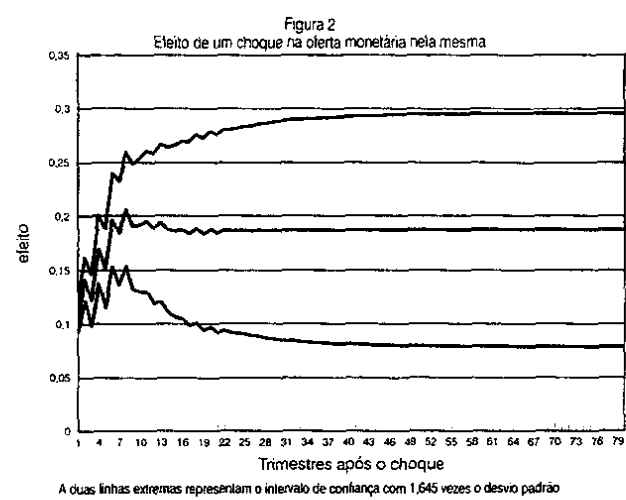
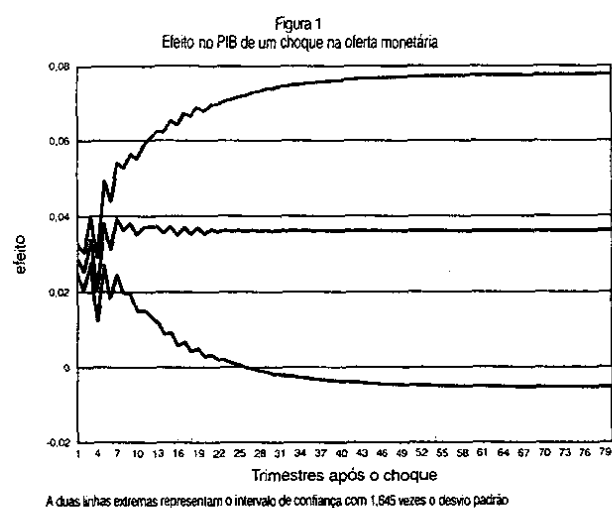
As maiores contribuições deste trabalho são:

- a) o desenvolvimento de um método de estimação e identificação de auto-regressões vetoriais com causalidade contemporânea recíproca, sem ter que se recorrer a suposições teoricamente arbitrárias;
- b) a revisão da literatura empírica e dos métodos utilizados para testar a causalidade entre moeda e renda;
- c) a aplicação do método desenvolvido para o caso brasileiro. Adicionalmente, apresentamos uma revisão da teoria sobre o impacto da moeda na renda. Vemos que ainda faz parte da teoria dominante a idéia de que a moeda tem efeito de curto prazo na renda; porém, não tem efeito de longo prazo.

A aplicação empírica do método desenvolvido utilizou dados trimestrais brasileiros no período de 1973 a 1993. Nesse teste, encontramos resultados que sugerem que a moeda, no Brasil, não é neutra nem no curto nem no longo prazo. Um choque monetário tem efeito de curto prazo positivo que tende a persistir no longo prazo. Contudo, a hipótese de neutralidade no longo prazo não foi rejeitada pelos dados.

Esses resultados empíricos são similares aos encontrados em estudos recentes para os Estados unidos (SIMS, 1992 e CHRISTIANO, EICHEMBAUM, 1992)⁽⁷⁾. Além disso, ultimamente têm surgido modelos teóricos na literatura que racionalizam a persistência do impacto da moeda no longo prazo (STADLER, 1990⁽²⁷⁾, CHRISTIANO, EICHEMBAUM, 1992⁽⁸⁾, por exemplo). Ou seja, nosso teste encontra resultados condizentes ao que tem sido sugerido na mais nova literatura, tanto empírica quanto teórica.

Obviamente, nosso método ainda apresenta limitações. Apesar de termos superado o problema de identificação dos efeitos contemporâneos cruzados, não incluímos outras variáveis no teste, passo que deverá ser perseguido em estudos subsequentes. Apesar disso, nossos resultados ainda se mostraram de acordo com as tendências recentes da literatura, validando a relevância do presente trabalho.



Abstract: Theoretical conclusions on money income causality are reviewed and a survey of the methods for empirical tests are presented. A new method of identification for tests based on vector auto-regressions that builds on the shortcomings of previous tests is developed and applied to Brazilian quarterly data from 1973:1 to 1992:4. The major conclusion is that money shocks in Brazil have positive and permanent effects on GDP.

Key words: Money; National Income; Brazilian Economy.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. AKERLOF, G., YELLEN, J. A Near rational model of the business cycle with wage and price inertia. *Quarterly Journal of Economics*, n. 100, p. 823-838, 1985.
2. BALL, L., ROMER D. Sticky Price as Coordination Failure. *American Economic Review*, v. 81, n. 3, p. 539-554, 1991.
3. BERNANKE, B., Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, n. 25, p. 49-100, 1986.
4. BLANCHARD, O. A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations. *American Economic Review*, v. 79, n. 5, p. 1146-1164, 1989.
5. BLANCHARD, O., FISCHER, S. *Lectures on macroeconomics*. Cambridge: MIT Press, 1989.
6. CARDOSO, E., Uma equação para a demanda de moeda no Brasil, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 11, n. 3, p. 619-635, 1981.
7. CHRISTIANO, L. EICHEMBAUM, M. Identification and the Liquidity Effects of a Monetary Shock. In: CUKIERMAN, A. HERCOWITZ, L. LEIDERMAN, L. ed. *Business cycles, growth and political economy*, Cambridge: MIT Press, 1992.
8. CHRISTIANO, L., EICHEMBAUM, M. Liquidity effects and the monetary transmission mechanism", Cambridge, Mass., *NBER Working paper*, # 3974, 1992.
9. EHLERS, R., LIMA, E., A Estabilidade da demanda por moeda no Brasil: uma abordagem Bayesiana. em SBE, ed., In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 15, 1993, Belo Horizonte. *anais...* Belo Horizonte: SBE, 1993. v. 1.
10. FISCHER, S., Long term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule, *Journal of Political Economy*, v. 85, n. 1, p. 191-206, 1977.
11. FRIEDMAN, M., The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, v. 58, n. 1, p. 1-17, 1968.

12. GRANGER, C., Investigating causal relations by econometric model and cross spectral methods. *Econometrica*, v. 37, n. 2, p. 424-438, 1969.
13. HUME, D. Of Money, In: HUME, D. *Essays*, London: George Routledge & Sons, 1752.
14. KING, R., Watson, M. *Testing long run neutrality*, Cambridge, Mass., NBER Working Paper, 1992.
15. KYDLAND, F., PRESCOTT, E. "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, v. 50, n. 6, p. 1345-1370, 1982.
16. LUCAS, R., 1972. Expectations and The neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, v. 4, n. 2, p.103-124, 1972.
17. LUCAS, R., *Models of business cycles*, Oxford: Brasil Blackwell, 1987.
18. LÜTKEPOHL, H., Asymptotic distributions of impulse response functions and forecast error variance decompositions of vector autoregressive models, *Review of Economics and Statistics*, v. 72, n. 1, p. 116-25, 1990.
19. McCALLUM, B., *Monetary economics: theory and policy*. New York: Macmillan, 1989.
20. MANKIW, N., Small menu costs and large business cycles, *Quarterly Journal of Economics*, n. 50, p. 529-539, 1985.
21. NELSON, C., Plosser, C. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, n. 2, p. 139-162, 1982.
22. PERRON, P., Trends and random walks in macroeconomic time series", *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, n. 2/3, p. 297-332, 1988.
23. PHELPS, E., The New microeconomic in employment and inflation theory, In: PHELPS, E. et. al. ed. *Microeconomic foundations of employment and inflation theory*. New York: Norton, 1970.
24. PLOSSER, C., Understanding Real Business Cycles. *Journal of Economic Perspectives*, v. 3, n. 3, p. 51-77, 1989.
25. SARGENT, T., WALLACE, Rational expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, v. 83, n. 2, p. 241-254, 1975.
26. SIMS, C., Macroeconomic and Reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p.1-48, 1980.
27. STADLER, G., Business Cycle Models with Endogenous Technology. *American Economic Review*, v. 80, n. 4, p. 763-778, 1990.
28. STOCK, J., WATSON, M. Interpreting the Evidence on Money-Income Causality, *Journal of Econometrics*, n. 40, p.161-181, 1989.
29. TAYLOR, J., Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, v. 88, n. 1, p. 1-24, 1980.

Recebido para publicação em 06.08.96.