

"A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail bibfea@usp.br para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD)."

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

UMA ANÁLISE DO PODER PREDITIVO DA TAXA DE
JUROS SOBRE A ATIVIDADE ECONÔMICA E A
INFLAÇÃO NO BRASIL

JEANNE VIDAL DE ARAUJO

ORIENTADORA: PROF^a. DR^a. FABIANA FONTES ROCHA

SÃO PAULO, JULHO DE 2003

Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Adolpho José Melfi

Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof.^a Dr.^a Maria Tereza Leme Fleury

Chefe do Departamento de Economia

Prof.^a Dr.^a Elizabeth M. M. Q. Farina

T332.46 A663a
T85079



206002487



Powered by RfidProcStar - www.tegpress.com.br

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

DEDALUS - Acervo - FEA



DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

**UMA ANÁLISE DO PODER PREDITIVO DA TAXA DE JUROS
SOBRE A ATIVIDADE ECONÔMICA E A INFLAÇÃO NO BRASIL**

Jeanne Vidal de Araujo

Orientadora: Prof^ª. Dr^ª. Fabiana Fontes Rocha

Dissertação de Mestrado apresentada ao Departamento
de Economia da FEA/USP, como parte
do requisito para obtenção do título de
Mestre em Teoria Econômica

São Paulo, Julho de 2003

FICHA CATALOGRÁFICA

Araujo, Jeanne Vidal de

Uma análise do poder preditivo da taxa de juros sobre a atividade econômica e a inflação no Brasil / Jeanne Vidal de Araujo. – São Paulo : FEA/USP, 2003.

97 p.

Dissertação - Mestrado

Bibliografia

1. Política monetária – Brasil 2. Inflação I. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP.

CDD – 332.46

*Dedico este trabalho à minha mãe Lidia,
Porque meu grande reconhecimento e a minha imensa gratidão não conseguem
ultrapassar a medida de seu amor e sua dedicação por mim.*

Agradecimentos

A Deus, porque sem Ele nada é possível fazer.

À minha família, por todo seu apoio, orações e estímulos imprescindíveis para que eu chegasse até aqui. À minha mãe, que, mesmo distante, trilhou comigo todo esse caminho, sem me deixar desanimar. Aos meus irmãos, Rafael, Vanessa e Nádia, que, mesmo por telefone, tornaram suportáveis todos os momentos difíceis e de solidão que enfrentei longe de casa. Ao meu pai, por sua torcida silenciosa para que eu obtivesse sucesso nesse meu objetivo de vida.

À minha orientadora Prof^a Fabiana Rocha pela amizade, paciência e confiança com que conduziu a orientação desse trabalho.

Aos colegas da turma de mestrado, pelo companheirismo e amizade.

Aos professores do IPE/USP que contribuíram com seu arcabouço intelectual e ensinamentos para minha formação de mestre em Economia.

Aos professores da banca de defesa, por terem aceitado o convite de participar deste momento tão importante da minha vida.

Ao CNPQ pelo suporte financeiro durante esses dois anos de mestrado.

RESUMO

Neste trabalho, procedemos a uma comparação entre o poder preditivo da taxa de juros Selic e o poder preditivo da moeda (para várias medidas de agregados monetários) sobre algumas variáveis reais da atividade econômica e sobre a inflação. A partir dessa análise, pretendemos verificar qual dentre essas duas variáveis de política possui maior habilidade de explicar as trajetórias futuras das variáveis macroeconômicas, ou seja, qual delas apresenta ligação mais forte com a economia real, de forma que justifique seu uso como instrumento de política monetária pelo Banco Central. Encontramos que a taxa de juros Selic é o melhor previsor da economia brasileira para o período do Plano Real. Isso indica que a taxa de juros constitui-se um instrumento mais eficaz para exercer efeitos reais sobre a economia e, assim, garante maior efetividade da política monetária no período estudado. Verificamos que a taxa de juros afeta substancialmente o nível de atividade econômica, representado pelas variáveis reais selecionadas, e tem poder de influenciar a trajetória futura da taxa de inflação. Encontramos também que o curso da inflação é fortemente afetado por choques externos. A trajetória da taxa de juros, por sua vez, é, em grande parte, explicada pelo prêmio de risco do país. Isso indica que a política monetária reage intensivamente a choques externos. No entanto, a parte da variância prevista para a inflação que se deve aos choques externos é maior que a parte devida aos choques monetários. Isso pode indicar que a taxa de juros, apesar de ser efetiva em influenciar a trajetória da inflação, não consegue neutralizar os efeitos de choques externos sobre a inflação, dado que estes têm sido um componente determinante do comportamento dessa variável. O fato de choques externos afetarem consideravelmente o curso futuro da inflação pode constituir-se num dos maiores desafios para a prática do regime de metas inflacionárias no Brasil atualmente.

ABSTRACT

In this paper, we make a comparison between the predictive power of the Selic interest rate and the predictive power of money (for various measures of monetary aggregates) on some real variables of the economic activity and on the inflation rate. From this analysis, we intend to verify which of these policy variables has more ability to explain the future path of the macroeconomic variables, ie, which one presents a stronger link with the real economy in a way that justify its use as a monetary policy instrument by the Central Bank. We find that the Selic interest rate is the best predictor of the Brazilian economy for the Real Plan period. This means that the interest rate is a more efficacious instrument in achieving real effects on the economy and, by this, reaches a better effectiveness of monetary policy for the period. We verify that the interest rate substantially affects the level of economic activity, represented by the selected real variables, and has the power to influence the future path of inflation. We also find that the inflation path is strongly affected by external shocks. In turn, the path of the interest rate is greatly explained by the risk premium of the country. This indicates that monetary policy intensively reacts to external shocks. However, the part of the forecasted error variance of inflation that is due to the external shocks is bigger than the one due to the monetary shocks. This can be a sign that the interest rate, although effective in influencing the inflation path, doesn't have enough power to offset external shocks, which have been an important component to determine the movements of inflation rate. The fact that these external shocks strongly affect the future course of inflation may be one of the greatest challenges to the practice of inflation targeting regime in Brazil nowadays.

SUMÁRIO

CAPÍTULO 1. Introdução	01
CAPÍTULO 2. Revisão da Literatura	06
CAPÍTULO 3. Abordagem VAR Tradicional	12
3.1 Dados Utilizados	12
3.2 Metodologia e Hipótese de Identificação	13
3.3 Testes de Causalidade de Granger	17
3.4 Decomposições Percentuais de Variância dos VARs Irrestritos	26
CAPÍTULO 4. Abordagem da Cointegração	36
4.1 VARS X VECS	36
4.2 Decomposições Percentuais de Variância dos VECs	39
4.3 Análise de Exogeneidade	47
CAPÍTULO 5. Estudo do Impacto da Taxa de Juros sobre a Inflação utilizando a Abordagem VAR e extensões	52
5.1 Testes de Causalidade de Granger	53
5.2 Decomposições Percentuais de Variância dos VARs Irrestritos com <i>Spread</i>	56
5.3 Decomposições Percentuais de Variância dos VECs com <i>Spread</i>	60
CAPÍTULO 6. Conclusões	64
Apêndice: VARs com Instrumentos Monetários em Termos Reais	67
A1. Testes de Causalidade de Granger	68
A2. Decomposições Percentuais de Variância dos VARs Irrestritos	73
A3. Testes de Causalidade de Granger para as equações com <i>Spread</i>	80
A4. Decomposições Percentuais de Variância dos VARs Irrestritos com <i>Spread</i>	84
Referências Bibliográficas	90

CAPÍTULO 1. INTRODUÇÃO

Uma das questões centrais da Macroeconomia é tentar responder se a política monetária afeta a economia real e a inflação. No Brasil, após a implantação do Plano Real, tem-se dado grande prioridade à estabilidade de preços como objetivo final de política monetária. De fato, observamos que foi obtida uma redução substancial e duradoura da inflação, e a política monetária tem sido bem-sucedida em mantê-la em patamares baixos, principalmente se compararmos o período do Plano Real com outros períodos em que o país enfrentou hiperinflações.

Dentro deste período de baixa inflação (Plano Real), podemos registrar a ocorrência de dois regimes monetários diferentes. No primeiro regime, de 1994 a 1998, o Banco Central seguiu a política de bandas cambiais, em que a taxa de câmbio flutuava entre intervalos mínimos fixados pelo BC, mas que, na verdade, tinha-se um regime de câmbio fixo (ainda que sujeito a minidesvalorizações entre-bandas). Neste caso, as ações de política do BC concentravam-se, principalmente, em realizar intervenções no mercado cambial, comprando e vendendo dividas, com o propósito de manter a taxa de câmbio valorizada, o poder de compra do real e, conseqüentemente, as condições necessárias à manutenção da estabilidade dos preços. Com isso, a política monetária tornou-se passiva e subordinada à meta para o câmbio. A taxa de juros passou a ser utilizada apenas com o fim de atrair capitais externos para equilibrar o Balanço de Pagamentos num nível condizente com a paridade pretendida para o real.

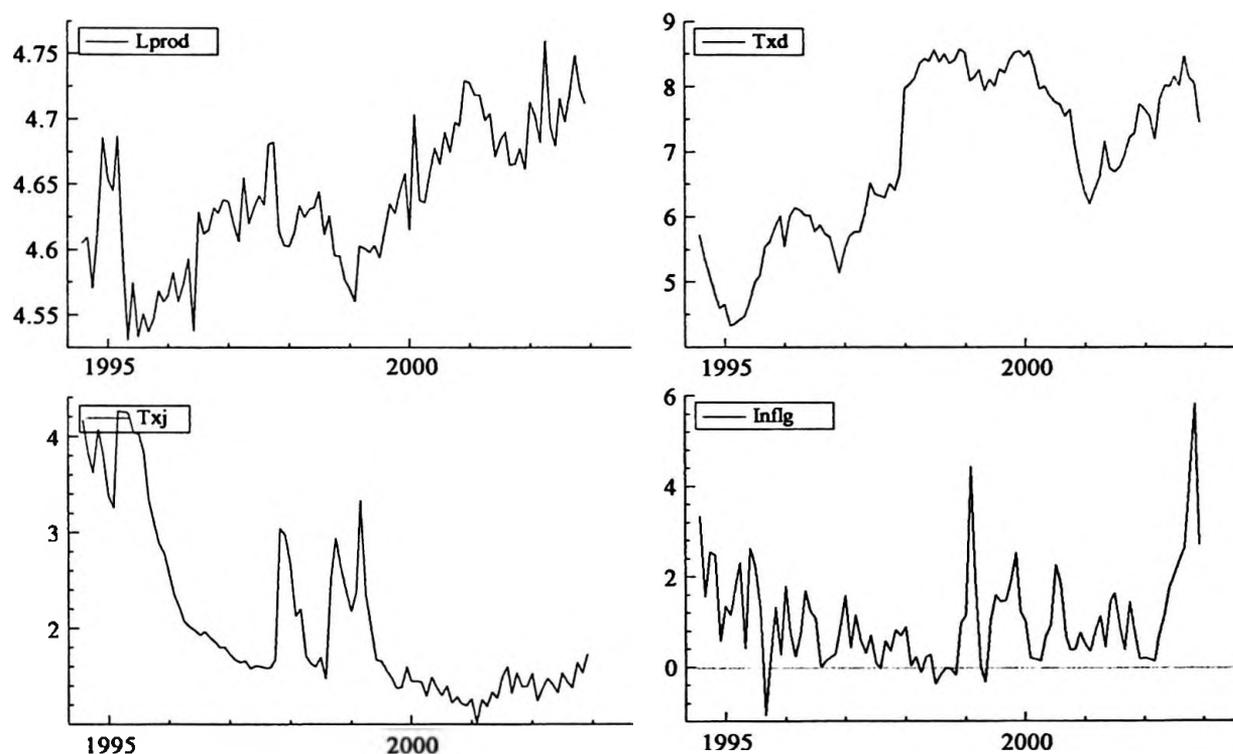
No entanto, com as sucessivas crises financeiras externas que ocorreram nos países chamados emergentes (México, Ásia e Rússia), o Brasil passou a sofrer constantes e intensos ataques especulativos contra sua moeda, o que levava à fuga sistemática de capitais (principalmente de curto prazo) e gerava sérios problemas de déficits no Balanço de Pagamentos. Além disso, a credibilidade do país a nível internacional também era seriamente abalada pela situação de alta dívida interna do governo, resultante principalmente das constantes altas dos juros nesse período, que gerava incertezas quanto à capacidade de solvência do governo. Isso levou à deterioração dos fundamentos que permitiam a prática do regime de câmbio fixo (sujeito a “eventuais” intervenções) e obrigaram o governo a adotar uma política mais condizente com a realidade que o país enfrentava naquele momento.

Em janeiro de 1999, o Banco Central foi obrigado a permitir a flutuação do câmbio e ocorreu uma forte desvalorização da moeda. Para evitar a volta da inflação a níveis inaceitáveis, em junho, a autoridade monetária implantou o regime de metas inflacionárias, em que esta exerce uma política monetária ativa, através da utilização da taxa de juros de curto prazo da economia (taxa Selic), com o objetivo de afetar a trajetória da inflação, induzindo-a a se realizar dentro de metas estabelecidas para essa variável.

Apesar de constatarmos a ocorrência de dois regimes distintos nesse curto período de tempo (1994-2002), podemos notar que a estabilidade dos preços era claramente o objetivo final prioritário do governo, e a política monetária era feita especificamente para alcançar este objetivo. Não se pode negar os benefícios gerados pela redução substancial e duradoura da inflação, mas manter a estabilidade de preços através da manipulação da taxa de juros impôs um pesado custo à economia, em termos de estagnação da atividade econômica real e baixo crescimento econômico. Se esta política é benéfica para a economia a médio e longo prazos é uma questão controversa e em debate aberto e contínuo.

Pelos gráficos abaixo, podemos observar que a inflação tem seguido uma trajetória aproximadamente constante ao longo do tempo, o que pode ser indicação de que a taxa de juros tem sido bem-sucedida em controlar a inflação, de forma a que esta se

mantenha dentro das metas fixadas. No entanto, observamos que a produção industrial sofreu bruscas quedas, principalmente nos períodos de altas mais fortes da taxa de juros, e a taxa de desemprego tem seguido uma trajetória ascendente, também a níveis mais elevados nos períodos correspondentes aos picos da taxa de juros. Isso pode ser indicação de que a atividade econômica tem sido extremamente afetada pela política de juros altos, ainda que esta esteja sendo efetiva em manter a estabilidade dos preços.



O presente trabalho procura responder se a taxa de juros Selic ou a moeda é o melhor previsor da atividade econômica e da inflação no Brasil e, a partir disso, verificar se choques monetários tem efeitos reais sobre a economia, através da análise do poder preditivo da taxa de juros sobre algumas variáveis reais selecionadas e sobre a inflação. Para isso, assumimos que choques monetários correspondem a choques positivos na taxa de juros. Consideramos essa hipótese adequada porque, no caso do Brasil para o período de 1994-2002, há fortes evidências a favor do fato de que o Banco Central tem utilizado a taxa de juros como seu instrumento de política, como é oficialmente declarado nas atas do COPOM.

Como o objetivo do trabalho é empírico, buscaremos seguir o que já foi feito empiricamente para outros países, com base na literatura que trata da mensuração dos choques de política monetária e de seus efeitos sobre as variáveis macroeconômicas. Os estudos empíricos mais recentes sobre política monetária e economia real têm adotado a abordagem de vetores autorregressivos (VAR)¹.

A discussão de que instrumento utilizar para a condução da política monetária e a forma de como se mensurar os choques monetários na literatura empírica tem sido um assunto crítico e controverso no estudo da economia monetária. A mensuração precisa dos efeitos de choques de política monetária sobre a economia é fundamental, tanto para a escolha entre diversos modelos macroeconômicos que estudam a economia, quanto para as indicações de política que podem ser inferidas a partir dos resultados de estudos empíricos sobre esse assunto.

Neste trabalho, a análise do poder preditivo da taxa de juros sobre as variáveis reais selecionadas em comparação com o de vários agregados monetários pode indicar se de fato a taxa de juros é um melhor candidato a instrumento de política que a moeda (ou suas taxa de crescimento). A partir disso, podemos também verificar se a taxa de juros tem sido efetiva sobre a atividade econômica e sobre a inflação.

Um trabalho correlato realizado para o Brasil é o estudo de Minella (2001) sobre política monetária e inflação para o período de 1975-2000. O autor investiga a política monetária e as relações macroeconômicas básicas envolvendo produto, inflação,

¹ Há alguns trabalhos dessa literatura, como o de McCallum (1985) que procuram desenvolver modelos teóricos para justificar as evidências mostradas pelos dados de que a política monetária exerce efeitos reais sobre a economia. Mas há também linhas de estudo que criticam fortemente a abordagem ateorética da metodologia VAR e suas inferências. Seu principal argumento é de que a metodologia VAR não modela explicitamente a economia, mas que, na verdade, impõe implicitamente fortes hipóteses de identificação. A maior expoente contrária a essa abordagem é a escola de *Real Business Cycle (RBC)* que infere de seus modelos que a política monetária não tem papel relevante para a economia. Segundo a abordagem *RBC*, a teoria prevê que o comportamento líder da taxa de juros é explicado pelas expectativas dos agentes, e não por um fenômeno causal. No entanto, Sims (1980) argumenta que os modelos *RBC* não confrontaram ainda os fatos documentados pelas funções-resposta ao impulso sobre as interações das variáveis reais e monetárias, e que suas evidências baseadas em correlações, *timing* e funções de correlações cruzadas não se apresentam como uma alternativa superior às evidências da abordagem VAR.

taxa de juros e moeda utilizando a abordagem VAR. Ele divide sua amostra em três sub-períodos de acordo com os critérios de comportamento da inflação e políticas de estabilização.

Em seu trabalho, Minella (2001) assume que choques positivos na taxa de juros correspondem a choques de política monetária, o que significa assumir também que a taxa de juros foi o instrumento de política utilizado pelo Banco Central. O autor verifica que choques de política monetária têm importantes efeitos reais na economia, i.e, choques positivos à taxa de juros tem levado a um declínio considerável no produto após o Plano Real, e encontra evidência de que a política monetária tem ganho poder de reduzir a inflação. Verifica-se que a política monetária responde fortemente a crises financeiras. Além disso, uma inovação positiva na taxa de juros é acompanhada por um declínio na moeda e, de fato, há evidência de correlação negativa entre a oferta monetária e a taxa de juros. Esses resultados são consistentes com o fato de que o Banco Central tem como meta a taxa de juros em vez da moeda, neste caso, medida como M1.

Este trabalho está organizado da seguinte maneira, além desta introdução. O capítulo 2 faz uma revisão da literatura que estuda os efeitos da política monetária sobre a atividade econômica real e inflação. O capítulo 3 reporta os resultados dos testes de causalidade de Granger e das decomposições de variância dos modelos VARs para as variáveis macroeconômicas reais selecionadas. O capítulo 4 apresenta uma discussão metodológica sobre a especificação dos modelos como VARs irrestritos ou como modelos de correção de erros (VECs) e reporta os resultados das decomposições de variância para os VECS. O capítulo 5 faz um estudo mais detalhado do poder preditivo da taxa de juros sobre a inflação a partir da especificação de um VAR mais complexo. O capítulo 6 apresenta as principais conclusões que podem ser tiradas da evidência empírica para o Brasil.

CAPÍTULO 2. REVISÃO DA LITERATURA

Antes de se procedermos à análise de como as ações de política do Banco Central afetam a economia interna, é preciso definir que instrumento de política está sendo utilizado pela autoridade monetária, a fim de especificar corretamente os modelos de forma que os choques de política sejam derivados das inovações atribuídas à variável de política correta.

A abordagem tradicional sugere que os choques de política monetária sejam identificados como as mudanças não-antecipadas nas taxas de crescimento dos agregados monetários. Por muito tempo, os economistas consideraram que a quantidade de moeda, ou sua taxa de crescimento, tinha um papel crucial no processo de política monetária. Isso porque flutuações na moeda ao longo do tempo correspondiam sistematicamente a flutuações no produto, na renda, nos preços, ou em qualquer outras variáveis da atividade econômica que o Banco Central pretendia influenciar.

Uma vasta literatura desenvolveu-se com o propósito de investigar as condições que as relações entre moeda, produto e preços deveriam satisfazer para justificar que a política monetária estivesse focada na moeda. Considerava-se que era essencial haver uma relação evidente e confiável entre moeda e produto ou preços, tal que afastamentos observáveis da moeda de sua trajetória determinada tivessem implicações sistemáticas no curso futuro do produto e dos preços. Isso justificaria a adoção pelo Banco Central da taxa de crescimento da moeda como sua meta de política.

Sims (1972) encontrou que moeda Granger-cause o produto num sistema VAR bivariado e concluiu que este era um resultado que estava de acordo com a visão monetarista de que choques na taxa de crescimento da moeda têm efeitos reais sobre a economia. No entanto, os estudos empíricos posteriores começaram a mostrar evidências contrárias ao fato de que a moeda contém informação importante para prever os movimentos futuros da atividade econômica e dos preços.

A visão de que a moeda poderia ser utilizada como instrumento de política passou a ser criticada com base no argumento de que, sendo ela uma variável que o Banco Central não pode determinar diretamente como um instrumento de política, a moeda não possui nenhum papel relevante no processo de política monetária, pois está suscetível a mudanças nas expectativas e decisões dos agentes, principalmente no comportamento dos bancos, que são variáveis endógenas em uma economia. Mais especificamente, os agregados monetários, principalmente os mais amplos como M1 e M2 não estão plenamente sob o controle do Banco Central, portanto, não seria de se esperar que mudanças nesses agregados refletissem ações de política monetária adotadas pelo BC.

Por outro lado, para períodos mais recentes, as investigações teóricas e empíricas passaram a verificar que as taxas de juros possuíam um grande conteúdo informativo sobre as trajetórias futuras das variáveis macroeconômicas monetárias e reais. Por exemplo, Sims (1980) incluiu uma medida de taxa de juros na estimação de seus sistemas VARs e encontra que a taxa de juros tende a absorver quase todo o poder de previsão da moeda sobre a economia, ou seja, a taxa de juros domina a moeda como previsor da atividade econômica. O autor interpreta essa evidência como contrária à hipótese monetarista de que a política monetária- medida como variações no estoque de moeda ou em suas taxas de crescimento- é importante para explicar o comportamento futuro das variáveis macroeconômicas, e conclui que a política monetária não é efetiva sobre a economia.

Em crítica a essa interpretação, McCallum (1985) e Bernanke e Blinder (1992) argumentam que esse resultado não implica que a política monetária não é efetiva, e sim de

que as taxas de juros podem ser, de fato, melhores indicadores das ações de política monetária que os agregados monetários. Segundo os autores, a taxa de juros deve ser uma variável mais informativa que as outras medidas de moeda ou variáveis do mercado aberto, porque está fortemente ligada à política do Banco Central, constituindo-se seu instrumento de política monetária. Por isso, o resultado encontrado por Sims não enfraquece a evidência de que a política monetária importa para a economia, porque esta é respaldada pelo fato de que a taxa de juros é um melhor previsor da economia que os agregados monetários ou outras taxas de juros não diretamente ligadas à política do BC.

A partir daí, modelos mais amplos, com inclusão de variáveis alternativas passaram a ser usados. Seguindo essa estratégia, Bernanke (1990) propõe-se a estudar o poder de previsão de várias taxas de juros e *spreads* entre taxas de juros de diferentes ativos financeiros importantes sobre a economia. O autor procura responder se, além das taxas de juros em níveis, *spreads* entre diferentes taxas de juros também podem ser informativos sobre as variáveis reais. Ele mostra que, de fato, outras medidas taxas de juros, como os *spreads* entre elas, podem ser previsores efetivos do comportamento futuro das variáveis macroeconômicas.

As evidências empíricas de que a taxa de juros mostrava-se um excelente previsor dos movimentos futuros da economia- usualmente medida como *GNP* nominal ou produção industrial tornaram-se mais fortes. A partir disso, Bernanke e Blinder(1992) aprofundam o estudo dessa questão, utilizando várias medidas alternativas da atividade econômica real², para analisar o poder preditivo da taxa de juros sobre um conjunto mais amplo de variáveis macroeconômicas.

Eles verificam que a *Federal Funds Rate (FFR)*- taxa de juros básica de curto prazo da economia nos EUA- mostra-se extremamente mais informativa sobre as trajetórias futuras das variáveis estudadas que qualquer agregado monetário ou taxas de juros não

² As variáveis utilizadas nesse estudo feito para os EUA foram: *industrial production; capacity utilization; employment; unemployment rate; housing starts; personal income; retail sales; consumption expenditures e new durable-goods orders*. A justificativa dos autores para a escolha dessas séries é que estão disponíveis em dados mensais e são indicadores bastante representativos das condições econômicas vigentes.

ligadas à política do *Federal Reserve (FED)*. Segundo os autores, o fato de a taxa de juros apresentar altíssimo conteúdo informativo sobre as variáveis reais indica que esta é melhor candidata a ser instrumento de política monetária, porque estabelece relações evidentes e confiáveis com o produto real e, portanto, possui maior efetividade em exercer efeitos reais sobre a economia.

Nesse mesmo estudo, Bernanke e Blinder (1992) encontram que tanto os valores defasados do desemprego quanto os valores defasados da inflação Granger-causam as variações da taxa de juros (*FFR*). Eles afirmam que isso indica que o estado passado da economia tem, claramente, um grande poder preditivo sobre o curso futuro da taxa de juros, e isso significa que a taxa de juros segue uma função de reação do *FED* como resposta às condições vigentes da economia, que se constitui o papel principal do instrumento de política da autoridade monetária.

Friedman e Kuttner (1992) comparam o poder de previsão das taxas de crescimento dos agregados monetários ao das taxas de crescimento das taxas de juros, trabalhando com as séries na 1ª diferença, para três amostras diferentes: 1960-1979; 1960-1990; e 1970-1990 (dados mensais). Os autores concluem que, para o período mais recente, a evidência é de uma queda substancial nas relações- antes significantes- entre moeda (para qualquer medida considerada) e produto nominal, ou entre moeda e produto real e preços, separadamente.

Sua investigação empírica para a amostra que inclui dos anos 80 em diante traz resultados contrários ao fato de que a moeda possui um papel importante para a condução da política monetária. Os autores mostram que os estudos para amostras de períodos mais recentes indicavam que a moeda não exerce um papel central na política monetária; porque inovações na moeda deixaram de ser úteis para prever flutuações subseqüentes no produto ou nos preços.

Por outro lado, eles encontram que uma variável de taxas de juros é um melhor previsor da atividade econômica; mais especificamente, mostram que o *spread* entre as

taxas de juros dos *commercial papers* e dos *Treasury bills* contém informação altamente significativa sobre os movimentos futuros no produto real. Tanto os testes de significância quanto as decomposições de variância indicam que a relação do produto nominal e real com as três medidas de taxas de juros usadas tornou-se consideravelmente maior, ou seja, reforçam o fato de que as taxas de juros de mercado contém informação estatisticamente significativa sobre as flutuações futuras na renda agregada- especialmente sobre o produto real.

Em contraste, seus resultados das decomposições de variância, baseados nos VARs estimados, mostram uma clara deterioração na parte da variância do produto nominal e real atribuída às inovações em qualquer um dos agregados monetários estudados. Além disso, os autores fazem uma análise das relações de cointegração entre moeda e produto. Mostram que a estabilidade de longo prazo da relação moeda-produto representada pela cointegração entre essas variáveis tem se deteriorado ao longo do tempo.

Eles concluem que o *FED* não deveria conduzir sua política monetária usando os agregados monetários (ou suas taxas de crescimento) como instrumento, porque os dados mostram que não há mais relação de longo prazo estável entre moeda e produto, para os EUA. Eles afirmam que isso poderia comprometer a eficácia da política monetária em termos de influenciar a atividade econômica e inflação, para os períodos mais recentes.

Stock e Watson (2001) utilizam a abordagem VAR para estudar as relações dinâmicas existentes entre inflação, desemprego e taxa de juros para os EUA. Eles estimam um VAR recursivo, onde assumem que a taxa de juros (*Federal Funds Rate-FFR*) é ordenada por último, de forma que choques contemporâneos às outras variáveis do modelo afetem o instrumento de política do *FED*, mas choques monetários só afetem as outras variáveis com defasagem de um período- para captar o período de defasagem característico da transmissão da política monetária para a economia.

Aplicando os testes de causalidade de Granger para examinar se os valores defasados de uma das variáveis ajudam a prever outra variável do modelo, eles encontram

que a taxa de desemprego ajuda a prever a inflação, mas a taxa de juros (*FFR*) não, ou seja a taxa de juros básica da economia americana não-Granger causa a inflação. Além disso, a inflação não contribui para prever a taxa de desemprego, mas a taxa de juros (*FFR*) Granger-causa o desemprego. Por fim, encontram que tanto a inflação quanto o desemprego Granger-causam, ie, ajudam a prever o curso futuro da taxa de juros (*FFR*).

Os autores analisam também as decomposições de variância resultantes dos VARs especificados com essas variáveis. Eles argumentam que os resultados das previsões sugerem interação considerável entre as variáveis. Por exemplo, eles encontram que, no período 12, 75% da variância prevista para a taxa de juros é atribuída aos choques na inflação e no desemprego. Já o curso futuro da inflação deve-se principalmente à evolução da dinâmica da própria variável, sem participação importante das outras variáveis do modelo. Para o desemprego, encontram que a inflação e a taxa de juros apresentam poderes preditivos equivalentes sobre essa variável, onde cada uma delas contribui, com aproximadamente 18% da variância do desemprego.

Seguindo essa literatura, aplicaremos para o Brasil a metodologia VAR e faremos uma comparação entre o poder preditivo da taxa de juros e o da moeda sobre as variáveis reais e inflação, para saber qual dessas variáveis de política é o melhor previsor da economia e, portanto, melhor candidato a instrumento de política do Banco Central. Além disso, procuramos verificar se a taxa de juros tem sido efetiva em influenciar a trajetória das variáveis reais da atividade econômica e da inflação, como uma forma de verificar a efetividade da política monetária sobre a economia real. A análise será feita a partir dos testes de causalidade de Granger no contexto multivariado, ie, testes de significância das defasagens das variáveis nas equações de previsões, e das decomposições percentuais de variância para as variáveis selecionadas.

CAPÍTULO 3. ABORDAGEM VAR TRADICIONAL

3.1) Dados Utilizados:

Todas as variáveis utilizadas foram retiradas do IPEADATA e cobrem o período de 1994:08 a 2002:12. As séries³ estão listadas abaixo e as siglas correspondentes a cada variável que aparecem nas tabelas estão expressas ao lado:

1) *Variáveis reais da atividade econômica*

- 1.1) Produção industrial - indústria geral - quantum - índice (ago. 1994 = 100): PROD ;
- 1.2) Utilização capacidade instalada - índice - indústria (%): UTCAP;
- 1.3) Vendas reais - indústria - índice (ago. 1994 = 100): VENDR;
- 1.4) Taxa de desemprego - aberto (%) - referência: 30 dias - Regiões Metropolitanas (RMs): TXD;
- 1.5) Rendimento médio real do trabalho principal – Regiões Metropolitanas (RMs) - índice (ago. 1994 = 100): REND;
- 1.6) Horas trabalhadas - indústria - índice (ago. 1994 = 100): HTRAB;
- 1.7) Capital fixo - formação bruta - índice encadeado (ago. 1994 = 100): CAPFIX;
- 1.8) Produção de bens de consumo duráveis - quantum - índice (ago.1994 = 100): CONSD;

³ As variáveis reais da atividade econômica aqui estudadas foram selecionadas por corresponderem às variáveis utilizadas no estudo de Bernanke e Blinder (1992) para os EUA. Além disso, são variáveis de interesse para o Banco Central, tendo em vista que representam indicadores analisados pela diretoria do COPOM em suas reuniões mensais, referentes ao item nível de atividade econômica. Assim, esperamos representar o conjunto de informações disponíveis sobre essas variáveis ao BC, no momento em que este fixa sua meta para a taxa de juros Selic. Usa-se a taxa de juros Selic nominal por ser, atualmente, o instrumento de política do BC, e para o qual este efetivamente fixa uma meta. Usa-se o IGP-DI por ser o índice de preços mais amplo da economia e porque, a partir de exercícios de funções-resposta ao impulso, não se verifica a ocorrência do *price puzzle* para esse índice, ao contrário do resultado para o IPCA.

2) *Variáveis de Política*

2.1) Taxa de juros - over / Selic (% a.m.): TXJ;

2.2) Agregados Monetários:

2.2.1) M0 - base monetária - média período - R\$(milhões): M0;

2.2.2) M1 - média período - R\$(milhões): M1;

2.2.3) M2 - fim período - novo conceito - R\$(milhões): M2;

3) *Índice de preços:*

3.1) IGP-DI - geral - índice (ago. 1994 = 100): IGP;

Todas as séries, com exceção da taxa de juros Selic e do IGP-DI, foram dessazonalizadas pelo método X-11 no Eviews 4.0, que é o método oficial de ajuste sazonal utilizado pelo IPEA. Para a realização dos procedimentos econométricos, as séries foram transformadas para os *logs* de seus níveis, seguindo a forma de normalização amplamente utilizada na literatura para tratar os dados, com exceção da taxa de juros nominal Selic e da taxa de desemprego.

3.2) Metodologia e hipótese de identificação:

Uma vasta literatura estuda as questões da macroeconometria por meio da abordagem VAR (vetores autorregressivos). Essa abordagem provê uma forma sistemática e acurada de captar as propriedades dinâmicas existentes entre múltiplas séries de tempo e constitui-se num instrumental estatístico poderoso e confiável para procedermos à descrição dos dados e previsão⁴. Num VAR em forma reduzida, cada variável é explicada por suas próprias defasagens e pelos valores defasados de todas as outras variáveis do sistema.

⁴ Segundo Stock e Watson (2001), inferência estrutural e análises de política são questões mais difíceis de serem abordadas dentro do contexto VAR, porque requerem a distinção entre correlação e causalidade, ou seja, existe um problema de identificação. Segundo eles, esse problema de identificação não pode ser resolvido apenas por meio de estrutura estatística (como os VARs), mas sim por meio da teoria econômica ou conhecimento institucional da economia. Eles argumentam que as implicações estruturais dos VARs são extremamente dependentes de seus esquemas de identificação, que são hipóteses não testáveis no arcabouço da literatura. No entanto, reconhecem que as alternativas à abordagem VAR não são superiores a esta. Eles citam os modelos de equilíbrio geral dinâmico estocástico, que provêem uma estrutura coerente para análises de política, baseada em relações de causalidade e expectativas explícitas derivadas dos modelos, mas que a contribuição corrente desses modelos não se ajustam bem aos dados da economia real.

Essa metodologia pode ser expressa pelo seguinte modelo dinâmico simples:

$$A_0 Z_t = k + \sum_{i=1}^l A_i Z_{t-i} + u_t,$$

onde Z_t é o vetor de variáveis ($n \times 1$), A_0 e A_i são as matrizes dos coeficientes, k é um vetor de constantes, l é o número de defasagens, e u_t é um vetor de termos de erros não-correlacionados, para o qual assumimos que $E(u_t u_t')$ é uma matriz diagonal. Pré-multiplicando por A_0^{-1} , obtemos o VAR em forma reduzida:

$$Z_t = c + \sum_{i=1}^l B_i Z_{t-i} + \varepsilon_t,$$

onde $c = A_0^{-1} k$, $B_i = A_0^{-1} A_i$ (para $i=1, 2, \dots, l$) e $\varepsilon_t = A_0^{-1} u_t$ é um vetor de ruídos brancos com matriz de covariância $\Phi = A_0^{-1} E(u_t u_t') (A_0^{-1})'$.

No entanto, sem perda de generalidade, aqui utilizamos VARs recursivos. Um sistema VAR recursivo é um modelo linear com n -equações e n -variáveis, em que cada variável é explicada por suas próprias defasagens e pelos valores presentes e passados das $n-1$ variáveis restantes. VARs recursivos constroem o espaço dos termos de erro em cada equação de forma a serem não-correlacionados com os erros das equações precedentes. A estimação por MQO (mínimos quadrados ordinários) produz resíduos que são não-correlacionados entre as regressões. Os resultados das estimações dependem crucialmente da ordem em que as variáveis são colocadas na formulação dos modelos, que consiste na hipótese de identificação assumida, a qual explicaremos a seguir.

Neste trabalho, adotamos a seguinte estratégia para mensurar os efeitos dinâmicos dos choques de política monetária, seguindo Bernanke e Blinder (1992). Suponha que a economia segue a seguinte estrutura:

$$(1) Y_t = \sum_{i=0}^l B_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^l C_i p_{t-i} + A^y v_t^y$$

$$(2) p_t = \sum_{i=0}^l D_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^l g_i p_{t-i} + v_t$$

As equações (1) e (2) definem um modelo linear dinâmico irrestrito, onde Y é um vetor de variáveis macroeconômicas e p é um indicador de política monetária. Aqui p é uma medida escalar representada pela taxa de juros nominal Selic. A equação (1) descreve um conjunto de relações estruturais entre as variáveis macro da economia. A equação (2)

prevê o estado atual da política dados os valores presentes e passados até l defasagens das variáveis macroeconômicas e os valores passados da variável de política. O vetor v^y e o escalar v^p são termos de erros estruturais mutuamente não-correlacionados.

Em geral, o sistema (1)-(2) não é econometricamente identificado. Para identificar os efeitos dinâmicos dos choques exógenos de política sobre as variáveis macro Y , sem necessariamente ter que identificar o modelo estrutural completo, assumimos que o VAR apropriado tem p - aqui representado pela taxa de juros- ordenado por último na especificação dos sistemas. Isso significa assumir que as ações de política não afetam as variáveis macroeconômicas dentro do período corrente (ou seja, afeta as variáveis reais apenas com uma defasagem), ie, $C_0=0$ (hipótese de recursividade)⁵.

A idéia é assumir que a taxa de juros é o indicador de política do BC, pois, segundo essa ordenação, a taxa de juros Selic utilizada como instrumento pelo BC, apesar de não ser estatisticamente exógena, pelo menos está pré-determinada dentro do período em relação às outras variáveis macroeconômicas consideradas. Assim, a resposta dinâmica da economia a choques positivos na taxa de juros mensura a resposta estrutural desta à política monetária. Além disso, as questões serão investigadas usando decomposições de variância ortogonais que descrevem a resposta de uma variável a um choque em um dos elementos do vetor de termos de erros aleatórios.

Primeiramente, antes de procedermos às estimações dos modelos VARs, devemos saber como se comportam as séries ao longo do tempo. Para verificarmos a estacionariedade das séries foram utilizados o teste de Dickey-Pantula (DP) para raízes

⁵No entanto, por essa hipótese, v_t continua sendo um choque de política, mas, na equação de p_t , a variável de política também será afetada por choques macroeconômicos contemporâneos devidos às outras variáveis do modelo. Isso porque a estrutura recursiva significa que, contemporaneamente, a primeira variável na ordenação não é afetada por choques nas outras variáveis, mas choques na primeira variável afeta as outras variáveis do modelo. A segunda variável afeta a terceira e a quarta variáveis, mas não é contemporaneamente afetada por elas, e assim por diante. Aqui, especificamente, assumimos a seguinte ordenação padrão para os VARs: variável real da atividade econômica; nível de preços; moeda e taxa de juros; ou suas respectivas taxas de crescimento, para os VARs com séries em 1^{as} diferenças.

múltiplas e o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF). Os resultados estão apresentados na tabela abaixo.

Tabela 3.2. Resultado Dos Testes De Raiz Unitária Para As Séries Utilizadas

VARIÁVEL	TESTE DP			TESTE ADF	
	MODELO/LAGS	β_1	β_2	MODELO/LAGS	β_{ADF}
PROD	C/ cte / 6	-3.73**	-0.80	C/ tend e c/ cte/ 3	-3.27
UTCAP	C/ cte/ 4	-3.83**	-1.79	C/ tend e c/ cte/ 9	-3.24
VENDR	C/ cte/ 2	-5.18**	-0.40	C/ tend e c/ cte/ 4	-2.93
TXD	C/ cte/ 1	-5.56**	-1.75	C/ cte/ 6	-2.22
REND	S/ cte/ 2	-3.69**	-0.26	C/ tend e c/ cte/ 6	-3.05
HTRAB	S/ cte/ 2	-4.70**	-1.21	C/ cte/ 8	-2.62
CAPFIX	S/ cte/ 3	-4.16**	-0.67	C/ cte/ 9	-2.68
CONSD	C/ cte/ 4	-4.10**	-1.72	C/ cte/ 6	-2.07
IGP	C/ cte/ 0	-4.95**	0.91	C/ cte/ 0	0.90
Taxa Selic	S/ cte/ 3	-5.36**	-1.62	S/ cte/ 4	-1.61
M0	C/ cte/ 4	-4.37**	-0.59	C/ cte/ 6	-1.01
M1	C/ cte/ 4	-4.48**	-1.19	C/ cte/ 6	-1.30
M2	C/ cte/ 4	-4.29**	-0.60	C/ cte/ 3	-1.02

Na tabela, (**) significa 1% de significância.

Os testes de Dickey-Pantula (DP) foram realizados considerando-se como primeira etapa a hipótese nula de duas raízes unitárias em cada série estudada. A segunda etapa envolve o teste da existência de uma raiz unitária, condicional no resultado da primeira etapa de que foi rejeitada a existência de duas raízes unitárias⁶. A realização da primeira etapa dos testes sobre as séries indicou que podemos rejeitar a hipótese nula de existência de duas raízes unitárias para todas as séries aqui consideradas⁷.

⁶ Mais precisamente, este teste segue a seguinte lógica:

1º passo: Testamos a existência ou não de duas raízes unitárias na série.

H0: A série considerada possui duas raízes unitárias.

$\Delta^2 y_t = c + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t \rightarrow$ Se $\beta_1 < t_c$ da tabela de valores críticos para o teste ADF, então rejeitamos a hipótese nula de que a série apresenta duas raízes unitárias.

2º passo: Testamos a existência ou não de uma raiz unitária na série.

H0: A série considerada possui uma raiz unitária.

$\Delta^2 y_t = c + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t \rightarrow$ Se $\beta_2 < t_c$ da tabela ADF, então rejeitamos a hipótese nula de que a série apresenta uma raiz unitária e esta deve ser considerada estacionária. No caso da segunda etapa do teste, esperamos que o resultado $\beta_1 < t_c$ da etapa anterior permaneça válido. O termo que expressa o somatório de l defasagens da 2ª diferença da série como regressores da equação é incluído para captar a estrutura de autocorrelação dos resíduos, até que o termo de erro possa ser considerado um ruído branco.

⁷ Os valores das estatísticas calculadas para a primeira etapa do testes não foram reportadas para manter a clareza da tabela, onde consideramos apenas os resultados definitivos dos testes para a hipótese nula de existência de uma raiz unitária nas séries.

Observando a tabela, podemos verificar que o resultado da primeira etapa foi corroborado e, portanto, rejeitamos que as séries possuem duas raízes unitárias, mas podemos aceitar que todas as séries apresentam uma raiz unitária. O número de defasagens para a estimação foi definido utilizando-se o critério da ausência de autocorrelação dos resíduos, seguindo a estratégia que parte do modelo mais específico, i.e, sem defasagens e sem constante, para o modelo mais geral, com um número l de defasagens e presença de constante.

Procedemos também ao teste ADF para existência de uma raiz unitária nas séries (apresentado na tabela). Para esse teste, utilizamos a estratégia que parte do modelo mais geral, ie, com tendência, constante e 12 defasagens, para o modelo mais específico, ie, sem tendência, sem constante e sem defasagens. Neste caso, seguimos dois critérios de escolha do melhor modelo para cada série: a significância da defasagem da primeira diferença mais alta e a ausência de autocorrelação dos resíduos. Os resultados estão de acordo com os dos testes de Dickey-Pantula, ou seja, os testes indicam a existência uma de raiz unitária para todas as variáveis consideradas.

3.3) Testes de Causalidade de Granger⁸:

Realizamos os testes de causalidade de Granger para as variáveis macroeconômicas reais, a fim de verificar se a taxa de juros ou a moeda⁹, medida como M0, M1 e M2, podem ser excluídas ou não das equações que prevêm o comportamento dessas variáveis e da inflação. O teste de Granger no contexto da metodologia VAR, ou seja, modelos multivariados, corresponde ao teste de Wald, que impõe restrições de nulidade sobre os coeficientes das defasagens da taxa de juros ou moeda, condicional no fato de que as outras variáveis do modelo sejam importantes para explicar o comportamento de uma dada variável real, ou seja, estejam presentes nas equações das

⁸ Nas tabelas de A a J, reportamos os resultados dos testes de Granger, e nas tabelas de 1 a 36, reportamos os resultados das decomposições de variância.

⁹ Neste trabalho, consideramos que instrumentos monetários são as variáveis de política do Banco Central: taxa de juros e agregados monetários.

variáveis¹⁰. Para adotar corretamente esse procedimento, devemos utilizar o mesmo número de defasagens definido para a estimação dos modelos VARs¹¹. O número de defasagens determinado para os VARs e os testes de diagnóstico dos resíduos dos modelos de melhor especificação para cada uma das variáveis estudadas estão reportados no apêndice¹². Com relação a estes testes, a conclusão geral é que os resíduos apresentam problema de normalidade, mas não se verifica a ocorrência de autocorrelação, nem de heterocedasticidade.

¹⁰ Mais especificamente, pela definição, temos que a variável y 'Granger-causa' a variável z se a previsão feita com base nas informações passadas de y (subconjunto Y_{t-1}) é mais precisa que a previsão que não considera Y_{t-1} , mantidas as demais informações. Supondo que U_t seja o conjunto total de informações, que $Y_{t-1} = \{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_1, y_0\}$ seja um subconjunto de U_t que traz as informações contidas em uma variável específica (ex.: valores passados da taxa de juros) e que \tilde{z}_t seja a previsão de z_t , então y Granger-causa z se:

$EQM(\tilde{z}_t | U_t) < EQM(\tilde{z}_t | U_t | Y_{t-1})$. Tomando como exemplo os testes de significância para os instrumentos monetários na equação das variáveis reais da atividade econômica, o teste de Granger multivariado verifica se na equação:

$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^l \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^l \lambda_i \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^l \mu_i \Delta m_{t-i} + \sum_{i=1}^l \gamma_i \Delta r_{t-i} + \varepsilon_t$, rejeitamos ou não as seguintes hipóteses nulas:

$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_l = 0$ (para significância da moeda), ou se, $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_l = 0$ (para a significância da taxa de juros).

¹¹ A análise será feita com base nos resultados das estimações dos VARs com instrumentos monetários em termos nominais, porque a taxa de juros nominal Selic é a variável que corresponde ao instrumento de política do Banco Central, o qual este pode efetivamente controlar. E, para manter a associação adequada, utilizamos os agregados monetários em termos nominais. No entanto, realizamos o mesmo procedimento e análise para os VARs com instrumentos monetários em termos reais (taxa de juros real-que não é controlável pelo BC e, portanto, não poderia ser considerada um instrumento de política- e moeda em termos reais) e os resultados estão reportados no apêndice.

¹² Reportamos também, no Apêndice, os testes dos resíduos realizados para os VARs irrestritos com instrumentos monetários em termos nominais, para as séries em nível e em 1ª diferença. Os resultados dos testes de diagnóstico para os VARs irrestritos com instrumentos monetários em termos reais e para os VECs estudados neste trabalho não foram reportados porque são semelhantes aos resultados apresentados.

Os resultados dos testes de Granger estão reportados nas tabelas A-D. Os valores reportados nas tabelas correspondem ao *p-valor* da estatística F dos testes de Wald¹³.

1) *Para as variáveis reais da atividade econômica (Tabela A):*

A taxa de juros Selic Granger-causeia 5 das 8 variáveis reais selecionadas. São elas: produção industrial; utilização da capacidade; vendas industriais; rendimento do trabalho; e produção de bens de consumo duráveis.

Os agregados monetários M0 e M1 Granger-causeiam 1 e 3 das 8 variáveis reais selecionadas, respectivamente. M0 Granger-causeia a produção de bens de consumo duráveis, e M1 Granger-causeia a taxa de desemprego, o rendimento do trabalho e a produção de bens de consumo duráveis.

Especificamente, M2 Granger-causeia 7 das 8 variáveis reais selecionadas, superando a *performance* explicativa da taxa de juros Selic. M2 não Granger-causeia apenas o rendimento do trabalho.

Com relação a esse resultado, temos que alguns estudos recentes, como o de Feldstein e Stock (2001)¹⁴, indicam que usar M2 como regra de política pode ter importância para influenciar a trajetória do produto nominal (GDP) com o objetivo de reduzir a taxa média de inflação e a instabilidade do produto real. Para os EUA, os autores mostram que a relação entre M2 e o GDP nominal é suficientemente forte e estável para garantir o uso de M2 para influenciar o GDP nominal de forma previsível e reduzir a volatilidade do produto relativamente a sua trajetória passada. Mas esta análise está fora do escopo deste trabalho.

Por outro lado, os testes para a *causalidade inversa* indicam que (Tabela B):

¹³ A especificação mais adequada para a realização dos testes de Granger requer que as séries sejam estacionárias, para garantir que as estatísticas calculadas possam ser devidamente comparadas com os valores críticos padrão da distribuição F. No entanto, reportamos aqui os resultados desses testes realizados com os níveis das séries selecionadas, para ter uma indicação de como os níveis dessas séries estão relacionados, em termos de existência e direção de causalidade entre elas, em vez de considerar apenas suas taxas de crescimento.

¹⁴ Feldstein, M. and J. Stock (2001): "The Use of a Monetary Aggregate to Target the Nominal GDP".

A taxa de juros é Granger-causada por até 6 das 8 variáveis da atividade econômica, para o caso em que M0 entra como regressor na equação da taxa de juros. Neste caso, a produção industrial, a utilização da capacidade, as vendas industriais, a taxa de desemprego, as horas trabalhadas e o capital fixo Granger-causam a taxa de juros Selic. Isto revela a endogeneidade do instrumento de política do BC em relação às várias medidas de atividade econômica. Em contraste, os resultados dos testes indicam que todos os agregados monetários são exógenos com relação a essas variáveis reais.

De fato, o resultado de endogeneidade da taxa Selic é, à primeira vista, contra-intuitivo, dado que, sendo o instrumento de política do Banco Central, esta deveria ser exógena com relação à atividade econômica. No entanto, temos que, na verdade, o que é exógena é a meta anual fixada para a Selic pelo COPOM em suas reuniões mensais, e não a taxa Selic mensal realizada (*ex-post*).

Esta série deve ser considerada endógena pelos resultados dos testes, mas isso não se deve ao fato de a meta anual fixada para a Selic ser endógena, e sim porque a série com a qual trabalhamos é resultante da realização das expectativas dos agentes do mercado financeiro sobre a meta fixada pelo COPOM.

Com base nisso, os resultados dos testes de Granger podem ser indicativos de que há uma forte associação entre a atividade econômica e a taxa de juros, em termos de conteúdo informativo adicional dos valores passados dessas variáveis para explicar os valores previstos para as outras variáveis, ao contrário dos agregados monetários (com exceção de M2), que não se mostraram muito informativos em nenhuma das direções de causalidade.

TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER

OBS.: Nas tabelas referentes aos testes de Granger, (*) indica a 5% de significância e (**) indica a 1% de significância.

1) Testes de Causalidade de Granger para os Modelos com Instrumentos Monetários em Termos Nominais:

SERIES EM NÍVEIS

Causalidade Direta:

1) H0: A taxa de juros Selic/ a moeda NÃO Granger-cause a variável real da atividade econômica/ o nível de preços:

Tabela A

Variável Real	TXJ	M0	TXJ	M1	TXJ	M2
PROD	0.0067**	0.0635	0.0098**	0.1080	0.0002**	0.0003**
UTCAP	0.0039**	0.4709	0.0047**	0.7671	0.0006**	0.0055**
VENDR	0.0060**	0.0788	0.0090**	0.0833	0.0014**	0.0013**
TXD	0.7908	0.0574	0.2967	0.0458*	0.5245	0.0001**
REND	0.0031**	0.8385	0.0039**	0.0187*	0.0009**	0.5949
HTRAB	0.2920	0.0724	0.1883	0.2316	0.1321	0.0000**
CAPFIX	0.5157	0.1225	0.5256	0.1328	0.1556	0.0000**
CONSD	0.0021**	0.0015**	0.0035**	0.0083**	0.0018**	0.0059**
IGP	0.0485*	0.7064	0.0462*	0.3554	0.0442*	0.4828

Causalidade Inversa:

2) H0: A variável real da atividade econômica/ o nível de preços NÃO Granger-cause a taxa de juros Selic/ a moeda.

Tabela B

Variável Real	TXJ	M0	TXJ	M1	TXJ	M2
PROD	0.0007**	0.1231	0.0012**	0.9752	0.0047**	0.1189
UTCAP	0.0222*	0.4650	0.0290*	0.9880	0.0268*	0.7829
VENDR	0.0029**	0.8928	0.0071**	0.5357	0.0951	0.2138
TXD	0.0277*	0.0731	0.0840	0.4871	0.1170	0.8873
REND	0.0792	0.0549	0.1241	0.7489	0.3262	0.8332
HTRAB	0.0018**	0.3134	0.0147*	0.8878	0.2170	0.1611
CAPFIX	0.0307*	0.1465	0.0435*	0.6813	0.2210	0.1923
CONSD	0.5291	0.2385	0.6715	0.9353	0.5771	0.1056
IGP	0.0005**	0.8356	0.0005*	0.2078	0.0011**	0.8685

2) *Para as taxa de crescimento das variáveis reais da atividade econômica (Tabela C):*

A taxa de juros Selic Granger-causa 5 das 8 taxas de crescimento das variáveis reais selecionadas. Mais especificamente, as variações na taxa de juros Selic Granger-causam as taxas de crescimento da produção industrial, da utilização da capacidade, das vendas industriais, da taxa de desemprego e da produção de bens de consumo duráveis.

As taxas de crescimento dos agregados monetários Granger-causam de 1 a 2 das 8 variáveis reais da atividade econômica: i) A taxa de crescimento de M0 Granger-causa apenas a taxa de crescimento do rendimento do trabalho; ii) A taxa de crescimento de M1 Granger-causa as taxas de crescimento do rendimento do trabalho e do capital fixo; iii) A taxa de crescimento de M2 Granger-causa somente as taxas de crescimento do rendimento do trabalho e do capital fixo. Esse baixo poder de previsão da taxa de crescimento de M2 é contrastante com o resultado encontrado para o nível dessa série.

Com relação a isso, Friedman e Kuttner (1992) afirmam que as taxas de crescimento dos agregados monetários são superiores aos níveis dessas séries como instrumento de política, porque as séries de moeda em níveis estão sujeitas ao problema de *base drift*. Detalhando melhor a questão, os autores afirmam que a relação entre os respectivos níveis da moeda e do produto ou preços é especialmente relevante no contexto de *base drift*, que inevitavelmente ocorre quando o Banco Central usa um agregado monetário como instrumento de política, que é endógeno para horizontes curtos de tempo.

Em particular, sempre que a taxa de crescimento do agregado monetário realizada (*ex-post*) difere da taxa de crescimento fixada (*ex-ante*) para este, o Banco Central deve decidir se vai conduzir a política monetária de forma a atingir a meta para a taxa de crescimento da moeda a partir do desvio realizado, ou seja, sem corrigi-lo; ou se vai buscar trazer a trajetória do agregado de volta à meta de crescimento fixada *ex-ante*, neutralizando assim o desvio inicial não planejado da meta realizada em relação à meta fixada, por meio de um movimento subsequente na direção oposta.

SÉRIES EM 1^{as} DIFERENÇAS:

Causalidade Direta:

- 1) H0: A taxa de crescimento da taxa de juros Selic/ da moeda NÃO Granger-causa a taxa de crescimento da variável real da atividade econômica/ a inflação.

Tabela C

Variável Real	DSelic	DM0	DSelic	DM1	DSelic	DM2
DPROD	0.0027**	0.0854	0.0040**	0.0694	0.0031**	0.5202
DUTCAP	0.0087**	0.3357	0.0088**	0.1509	0.0022**	0.3098
DVENDR	0.0072**	0.0969	0.0124*	0.0195	0.0115*	0.4123
DTXD	0.0341*	0.9620	0.0335*	0.5616	0.0270*	0.4393
DREND	0.5793	0.0488*	0.6133	0.0037**	0.4102	0.0033**
DHTRAB	0.2758	0.1598	0.3267	0.2581	0.2988	0.1462
DCAPFIX	0.2327	0.2335	0.3608	0.0292*	0.2417	0.0146*
DCONSND	0.0006**	0.6277	0.0008**	0.6306	0.0010**	0.5288
DIGP	0.1104	0.4593	0.1955	0.2525	0.1564	0.6200

Causalidade Inversa:

- 2) H0: A taxa de crescimento da variável real da atividade econômica/ a inflação NÃO Granger-causa a taxa de crescimento da taxa de juros Selic/ da moeda.

Tabela D

Variável Real	DSelic	DM0	DSelic	DM1	DSelic	DM2
DPROD	0.2315	0.0886	0.3152	0.9378	0.1184	0.1864
DUTCAP	0.2266	0.1482	0.3525	0.9663	0.1743	0.6026
DVENDR	0.5386	0.0623	0.4395	0.0856	0.5243	0.5563
DTXD	0.2168	0.0343*	0.2052	0.5341	0.2118	0.9378
DREND	0.9972	0.0020**	0.9689	0.8790	0.8361	0.0787
DHTRAB	0.7613	0.2199	0.8605	0.9351	0.5109	0.0841
DCAPFIX	0.4656	0.1861	0.3762	0.5035	0.3648	0.2576
DCONSND	0.8579	0.2580	0.9095	0.6731	0.6782	0.0323*
DIGP	0.0168*	0.7635	0.0072**	0.4510	0.0056**	0.8650

Segundo Friedman e Kuttner (1992):

"The origin of the label "base drift" for this problem was the complaint, often voiced during the late 1970's, that the Federal Reserve System was accommodating rising inflation by pursuing a "bygones" strategy in which the targeted rate of money growth was low each year but actual money growth on a multiyear basis was high, because with repeated upward errors, each year's target growth was calibrated from the higher "base" level resulting from the previous year's actual growth." (p. 485)

Para o Brasil, as taxas de crescimento dos agregados monetários não apresentaram informação relevante sobre as taxas de crescimento das variáveis reais. Já a taxa de juros mostrou excelente conteúdo informativo sobre as variáveis reais, estando esta série em nível ou em 1ª diferença

Os testes para a *causalidade inversa* (Tabela D) mostram que:

A taxa de juros Selic não é Granger-causada por nenhuma das taxas de crescimento das variáveis da atividade econômica, ou seja, é exógena com relação a estas.

Os resultados para as taxas de crescimento dos agregados monetários são os seguintes: i) A taxa de crescimento de M0 é Granger-causada pelas taxas de crescimento do desemprego e do rendimento do trabalho; ii) A taxa de crescimento de M1 é exógena com relação às taxas de crescimento das variáveis reais; iii) A taxa de crescimento de M2 é Granger-causada pela taxa de crescimento da produção de bens de consumo duráveis.

Para essa especificação, as variações da taxa Selic apresentam um grau de exogeneidade maior que as taxas de crescimento dos agregados.

3) *Para o nível de preços* (Tabela A):

A taxa de juros Selic Granger-causa o nível de preços, a 5% de significância, para as equações de previsão especificadas com quaisquer das 3 medidas de moeda. Os agregados monetários não Granger-causam o nível de preços.

Os testes para a *causalidade inversa* (Tabela B) indicam que:

O nível de preços Granger-causa a taxa de juros Selic a 1% de significância, em todos os casos. O nível de preços não Granger-causa os agregados monetários.

4) Inflação (Tabela C):

As variações da taxa de juros Selic não Granger-cause a inflação, para em nenhuma das equações de previsão estimadas para essa variável. As taxas de crescimento dos agregados monetários (M0, M1 e M2) não Granger-causam a inflação.

Por outro lado, para a *causalidade inversa* (Tabela D), temos que:

A inflação Granger-cause as variações da taxa de juros Selic, a 1% de significância nos 3 casos. A inflação não Granger-cause as taxas de crescimento dos agregados monetários.

Portanto, há evidências de que tanto os valores passados da inflação contêm informação adicional que torna a previsão da taxa de juros mais acurada, como a taxa de juros contém informação importante para explicar o curso futuro do nível de preços. Isso revela a considerável interação entre essas duas variáveis, o que se constitui um resultado fundamental para que o Banco Central baseie sua política monetária na taxa de juros, pois esta revela ter uma forte associação, ou melhor, uma relação evidente e confiável da taxa de juros com a inflação, que justifica seu uso para alcançar eficácia no controle da inflacionário.

A taxa de juros Selic também mostrou-se extremamente informativa sobre as medidas da atividade econômica, ainda que os testes de causalidade inversa indiquem que esta variável não é exógena (principalmente para o caso da taxa Selic em nível). Isso indica que a atividade econômica é fortemente influenciada pelo comportamento da taxa de juros, e que a política monetária reage consideravelmente às flutuações dessas variáveis reais, ou seja, às condições vigentes ou estado da economia.

As evidências que podem ser tiradas desses testes indicam que os agregados monetários (e suas taxas de crescimento) apresentam menor grau de endogeneidade que a taxa de juros em relação à atividade econômica e inflação. Por outro lado, são variáveis com pouco poder explicativo sobre a economia interna, pois não apresentam interações

muito relevantes com as variáveis reais (com exceção de M2 em nível), nem com os preços ou inflação.

3.4) Decomposições Percentuais de Variância dos VARs Irrestritos¹⁵:

Considerando agora os resultados das decomposições de variância para as variáveis reais da atividade econômica, encontramos que¹⁶:

1) Para a Produção Industrial (Tabela 1):

A taxa de juros nominal Selic é mais preditiva que todos os agregados monetários, chegando a explicar 17.8% da variância futura dessa variável.

Os agregados monetários, em geral, não são bons previsores da produção industrial, mas cabe destacar que M2 em nível apresenta importante conteúdo informativo sobre essa variável, chegando a explicar 14.9% dos movimentos previstos desta.

Para as séries em 1^{as} diferenças, a taxa Selic continua dominando a moeda em termos de previsão sobre a trajetória futura da produção industrial. Já a taxa de crescimento de M2 não apresenta poder preditivo relevante sobre a taxa de crescimento dessa variável, ao contrário de M2 em nível.

2) Para a Utilização da Capacidade Industrial (Tabela 2):

¹⁵ Neste trabalho, estimamos os VARs irrestritos para as séries em níveis e em 1^{as} diferenças. Para os EUA, Bernanke e Blinder (1992) trabalham com as séries mencionadas na nota 2 em níveis e encontram que a taxa de juros possui excelente poder de prever a atividade econômica real, enquanto que a moeda não apresenta nenhuma significância explicativa para as séries. Os autores mencionam que quando diferenciam as séries não estacionárias, seus resultados permanecem os mesmos, ou seja, são robustos estejam as séries em níveis ou em 1^{as} diferenças. Friedman e Kuttner (1992) trabalham com as séries em 1^{as} diferenças e utilizam apenas o GDP nominal como medida de produto. Concluem que o poder preditivo da moeda tem se deteriorado ao longo do tempo e as taxas de juros têm se tornado bastante informativas sobre o curso futuro do produto para o período mais recente.

¹⁶ A análise da decomposição de variância dá a percentagem do erro da variância prevista que pode ser atribuído a um choque em uma variável específica. Aqui, omitimos o termos choques para não tornar a explicação repetitiva, mas sempre que dizemos que uma variável explica uma dada percentagem do curso futuro de outra variável, estamos nos referindo aos choques nessa variável. Além disso, para facilitar a análise, citamos sempre os valores previstos para as variáveis reais, inflação e taxa de juros, correspondentes ao período 9 após o impacto de um choque monetário-choque positivo na taxa de juros- bem como dos choques nas outras variáveis do modelo. A razão para essa escolha é que o período 9 é considerado pela literatura como o período em que os efeitos dos choques monetários exercem maior impacto sobre a economia real, ou seja, capta a defasagem da transmissão da política monetária para a economia.

A taxa de juros Selic é bastante informativa sobre a trajetória futura dessa variável, chegando a explicar 18.2% do comportamento da utilização da capacidade industrial.

Os agregados monetários não apresentam papel relevante para explicar os movimentos futuros dessa variável. Os poderes explicativos das várias medidas de moeda variam entre apenas 1.30% e 6.70% em termos de previsão sobre a utilização da capacidade.

Considerando-se as séries em 1^{as} diferenças, a taxa Selic também mostra-se mais preditiva que os agregados monetários sobre a trajetória futura dessa variável.

3) Para as Vendas Industriais Reais (Tabela 3):

A taxa de juros Selic é melhor previsor das vendas que a moeda, chegando a explicar até 17.2% da trajetória futura dessa variável.

Os agregados monetários não têm poder preditivo relevante para explicar o comportamento das vendas, o qual não ultrapassa 7.40% da variância dessa medida de atividade econômica.

Para as séries em 1^{as} diferenças, as variações da taxa de juros Selic é melhor previsor das flutuações das vendas que as taxas de crescimento dos agregados monetários, mas não muito significativos em termos absolutos.

4) Para a Taxa de Desemprego Aberto (Tabela 4):

A taxa de juros Selic não possui poder preditivo relevante sobre a trajetória da taxa de desemprego, não chegando a explicar mais que 3.5% dos movimentos futuros dessa variável.

Por outro lado, os agregados monetários apresentam altíssimo conteúdo informativo sobre a trajetória do desemprego, chegando a explicar 27.4% do comportamento dessa variável.

Para as séries em 1^{as} diferenças, as variações na taxa Selic dominam as taxas de crescimento da moeda em termos de previsão sobre o desemprego, mas ambos os instrumentos monetários possuem poder explicativo de pequena magnitude sobre a taxa de crescimento do desemprego.

DECOMPOSIÇÕES PERCENTUAIS DA VARIÂNCIA DAS VARIÁVEIS DA ATIVIDADE ECONÔMICA REAL; DO NÍVEL DE PREÇOS/ INFLAÇÃO E DA TAXA DE JUROS.

ABORDAGEM TRADICIONAL DOS VARS IRRESTRITOS:

MODELOS INCLUINDO INSTRUMENTOS MONETÁRIOS EM TERMOS NOMINAIS:

Tabela 1. Decomposição Percentual da Variância da Produção Industrial

Modelo	lags	Prod. Ind.	IGP	M0	Selic	Prod. Ind.	IGP	M1	Selic	Prod. Ind.	IGP	M2	Selic
Nível	3	82.55	0.27	4.89	12.29	84.10	0.32	4.45	11.13	76.00	0.05	13.18	10.77
Nível	6	76.60	1.12	5.25	17.03	77.41	0.74	6.53	15.31	70.47	1.33	12.58	15.62
Nível	9	71.96	4.83	5.46	17.75	73.60	3.29	6.20	16.91	60.85	8.29	14.95	15.91
1ª dif.	3	92.51	0.26	1.81	5.42	92.08	0.53	2.58	4.81	93.43	0.26	1.11	5.20
1ª dif.	6	90.61	0.72	1.91	6.76	90.08	0.75	2.84	6.33	90.81	0.97	1.10	7.12
1ª dif.	9	90.58	0.73	1.92	6.77	90.01	0.76	2.88	6.35	90.74	1.00	1.11	7.15

Tabela 2. Decomposição Percentual da Variância da Utilização da Capacidade Instalada- Indústria

Modelo	Lags	Utiliz.Cap.	IGP	M0	Selic	Utiliz.Cap.	IGP	M1	Selic	Utiliz.Cap.	IGP	M2	Selic
Nível	3	89.00	0.67	0.80	9.53	89.21	0.49	1.12	9.18	83.64	0.54	4.30	11.52
Nível	6	84.98	0.74	0.76	13.52	84.50	0.60	1.30	13.60	76.93	1.32	4.19	17.56
Nível	9	82.82	1.54	1.24	14.39	82.59	1.34	1.26	14.81	69.70	5.47	6.67	18.16
1ª dif.	3	90.13	0.22	1.03	8.62	89.96	0.18	1.50	8.35	89.80	0.27	2.20	7.73
1ª dif.	6	88.77	1.62	1.07	8.54	88.07	1.73	1.89	8.31	87.73	2.49	2.18	7.60
1ª dif.	9	88.71	1.67	1.08	8.55	88.03	1.75	1.91	8.31	87.68	2.54	2.19	7.60

Tabela 3. Decomposição Percentual da Variância das Vendas Reais - Indústria

Modelo	Lags	Vendas	IGP	M0	Selic	Vendas	IGP	M1	Selic	Vendas	IGP	M2	Selic
Nível	3	90.68	0.40	1.98	6.94	89.44	0.59	3.51	6.46	81.20	0.98	8.91	8.91
Nível	6	86.06	0.54	1.88	11.52	84.31	0.71	3.47	11.51	74.98	2.02	7.68	15.32
Nível	9	80.59	3.44	2.80	13.17	80.91	2.02	3.07	14.00	72.30	3.12	7.41	17.16
1ª dif.	3	88.34	1.32	2.67	7.67	86.04	1.63	5.85	6.48	89.51	1.33	2.29	6.87
1ª dif.	6	87.99	1.64	2.69	7.67	85.97	1.72	5.81	6.50	88.85	1.86	2.35	6.94
1ª dif.	9	87.99	1.64	2.68	7.68	85.97	1.72	5.81	6.50	88.83	1.86	2.36	6.95

5) Para o Rendimento Real do Trabalho Principal (Tabela 5):

A taxa Selic domina a moeda, por pequena margem, em termos preditivos sobre a trajetória futura do rendimento. No entanto, o resultado fundamental é que os instrumentos monetários não apresentam poder explicativo relevante sobre essa variável.

O componente de maior peso na variância do rendimento é o nível de preços. Os preços são extremamente informativos sobre a trajetória futura do rendimento, chegando a explicar até 60.1% do comportamento dessa variável, ultrapassando inclusive o valor atribuído à dinâmica da própria variável, em todos os casos para as séries em níveis. Esse resultado é bastante intuitivo (mas também negativo), uma vez que os preços estão fortemente relacionados com o poder de compra dos trabalhadores, medido pelo valor de seu rendimento.

Para as séries em 1^{as} diferenças, a taxa Selic continua sem apresentar papel relevante para explicar a trajetória do rendimento. As taxas de crescimento da moeda e a inflação apresentam conteúdos informativos bastante próximos, que, em conjunto, uma percentagem relevante da variância da taxa de crescimento do rendimento do trabalho.

6) Para as Horas Trabalhadas na Indústria (Tabela 6):

A taxa Selic é o melhor previsor que a moeda sobre a trajetória futura das horas trabalhadas, chegando a explicar 10.7% do comportamento dessa variável.

Os agregados monetários, em geral, não apresentam papel relevante para explicar o comportamento das horas trabalhadas, com exceção de M2, que parece conter informação expressiva (entre 9.6% e 11.8% de variância) para explicar os movimentos previstos para essa variável.

Para as séries em 1^{as} diferenças, os valores atribuídos aos instrumentos monetários são irrelevantes e a taxa de crescimento das horas trabalhadas é explicada pela evolução de sua própria dinâmica.

Tabela 4. Decomposição Percentual da Variância da Taxa de Desemprego aberto – RMs:

Modelo	Lags	Desemp.	IGP	M0	Selic	Desemp.	IGP	M1	Selic	Desemp.	IGP	M2	Selic
Nível	3	98.53	0.64	0.75	0.08	98.63	0.64	0.24	0.49	96.60	1.38	1.77	0.25
Nível	6	89.69	1.63	8.41	0.27	91.18	2.07	4.54	2.21	77.71	6.02	14.17	2.10
Nível	9	78.24	2.97	18.57	0.21	80.66	4.74	12.29	2.31	58.61	10.55	27.34	3.49
1ª dif.	3	92.82	0.91	0.08	6.19	92.27	0.86	1.03	5.84	90.82	1.54	1.13	6.51
1ª dif.	6	90.99	2.58	0.23	6.20	90.33	2.56	1.24	5.87	87.31	4.17	1.98	6.54
1ª dif.	9	90.69	2.85	0.25	6.21	90.08	2.75	1.24	5.93	86.69	4.59	2.12	6.60

Tabela 5. Decomposição Percentual da Variância do Rendimento Real do Trabalho Principal – RMs

Modelo	Lags	Rendimento	IGP	M0	Selic	Rendimento	IGP	M1	Selic	Rendimento	IGP	M2	Selic
Nível	3	81.95	16.10	0.28	1.67	84.70	8.90	5.55	0.85	78.22	18.83	0.97	1.98
Nível	6	47.94	48.88	0.50	2.67	59.70	31.82	4.87	3.61	45.93	51.63	0.45	1.99
Nível	9	32.36	60.10	0.46	7.08	43.24	47.41	3.73	5.62	32.91	59.98	3.12	3.99
1ª dif.	3	93.63	1.62	3.74	1.01	86.93	4.13	8.21	0.73	86.60	4.71	7.15	1.54
1ª dif.	6	89.96	4.24	4.76	1.04	84.61	5.92	8.71	0.76	81.93	7.07	9.01	1.99
1ª dif.	9	89.65	4.50	4.78	1.07	84.36	6.17	8.69	0.78	81.10	7.45	9.41	2.04

Tabela 6. Decomposição Percentual da Variância das Horas Trabalhadas – Indústria

Modelo	Lags	Hs Trabs.	IGP	M0	Selic	Hs Trabs.	IGP	M1	Selic	Hs Trabs.	IGP	M2	Selic
Nível	3	91.82	2.12	1.40	4.66	92.68	0.79	1.75	4.78	82.78	1.48	11.84	3.90
Nível	6	88.21	3.51	1.21	7.07	87.43	2.13	1.52	8.92	79.38	3.56	9.62	7.44
Nível	9	82.19	6.98	3.71	7.12	81.61	5.93	1.72	10.74	68.73	9.68	10.28	11.31
1ª dif.	3	96.32	1.33	0.97	1.38	96.40	0.83	1.59	1.17	94.35	1.27	3.11	1.27
1ª dif.	6	96.13	1.42	0.99	1.46	96.17	0.92	1.69	1.23	94.11	1.47	3.08	1.34
1ª dif.	9	96.12	1.43	0.99	1.46	96.16	0.92	1.69	1.23	94.10	1.48	3.07	1.35

7) Para o Capital Fixo- Formação Bruta (Tabela 7):

Em geral, os instrumentos monetários não são bons previsores da trajetória futura do capital fixo.

A taxa de juros Selic não parece ser importante para prever os movimentos dessa variável, sendo que seu poder preditivo não explica mais que 7.2% do curso desta medida de atividade econômica.

Os agregados monetários também não apresentam papel relevante para prever o comportamento do capital fixo. Com exceção- vale destacar- de M2, que mostra conteúdo informativo significativo sobre essa variável, chegando a explicar 13% dos movimentos previstos para esse indicador de investimento.

Já o nível de preços é bastante informativo sobre a trajetória futura do capital fixo, chegando este a prever até 17.02% do comportamento dessa variável.

Para as séries em 1^{as} diferenças, tanto os instrumentos monetários como a inflação não possuem poderes preditivos relevantes para explicar a taxa de crescimento do capital fixo, que se deve, em sua maior parte, à evolução de sua própria dinâmica.

A partir desses resultados, poderíamos inferir que o capital fixo (representando aqui uma medida de investimento) é realizado baseando-se muito mais no comportamento da inflação do que no da taxa de juros nominal. De fato, a taxa de juros que importa para as decisões de investimento é a taxa de juros real, para a qual análise do poder preditivo se encontra no apêndice. De toda forma, para o Brasil o nível de preços/inflação parece exercer bastante influência sobre o capital fixo e isso poderia ser interpretado como uma indicação de que as expectativas com relação aos preços afetam de forma importante as decisões dos agentes em investir.

8) Para a Produção de Bens de Consumo Duráveis (Tabela 8):

A taxa de juros Selic é extremamente informativa sobre a trajetória futura dos bens de consumo duráveis, chegando a explicar até 25.3% do comportamento dessa variável, que também constitui-se uma medida alternativa de investimento e, além disso, indicador do poder de compra do consumidor.

Tabela 7. Decomposição Percentual da Variância do Capital Fixo – Formação Bruta

Modelo	Lags	Cap.Fixo	IGP	M0	Selic	Cap.Fixo	IGP	M1	Selic	Cap.Fixo	IGP	M2	Selic
Nível	3	91.67	4.40	2.17	1.76	89.32	4.76	4.16	1.76	73.90	8.88	15.26	1.96
Nível	6	84.27	11.17	1.88	2.68	80.37	12.92	3.54	3.17	67.86	16.37	12.17	3.60
Nível	9	79.49	14.21	2.26	4.04	74.46	17.02	2.98	5.54	63.16	16.68	12.96	7.20
1ª dif.	3	95.49	1.99	1.20	1.32	94.64	2.16	2.26	0.94	89.31	2.68	6.78	1.23
1ª dif.	6	94.63	2.08	1.21	2.08	93.41	2.15	3.06	1.39	88.14	2.78	6.73	2.35
1ª dif.	9	94.61	2.09	1.21	2.09	93.37	2.16	3.07	1.39	88.10	2.78	6.74	2.38

Tabela 8. Decomposição Percentual da Variância da Produção de Bens de Consumo Duráveis

Modelo	Lags	BCD	IGP	M0	Selic	BCD	IGP	M1	Selic	BCD	IGP	M2	Selic
Nível	3	84.39	0.98	0.35	14.28	84.94	0.61	0.24	14.21	83.42	0.82	0.94	14.82
Nível	6	70.67	1.07	9.70	18.56	74.98	1.39	2.07	21.56	75.65	2.37	4.21	17.77
Nível	9	55.20	2.76	16.72	25.32	62.60	6.76	7.79	22.85	65.55	6.55	10.07	17.83
1ª dif.	3	90.79	1.01	0.16	8.05	90.97	0.91	0.49	7.62	90.20	0.96	1.42	7.42
1ª dif.	6	88.95	1.79	0.18	9.07	89.05	1.68	0.71	8.56	88.20	2.01	1.39	8.40
1ª dif.	9	88.92	1.82	0.19	9.08	89.02	1.69	0.73	8.56	88.15	2.04	1.40	8.41

Os agregados monetários apresentam poder preditivo relevante, em termos absolutos, mas não se comparados com o da taxa de juros, sobre essa variável. O destaque maior vai para M0, que é responsável por 16.7% da variância dos bens de consumo duráveis.

Para as séries em 1ªs diferenças, a taxa Selic domina as taxas de crescimento da moeda (que se mostra irrelevante), em termos de previsão sobre a trajetória futura dos BCD, para todos os casos.

9) Para o Nível de Preços/ Inflação (Tabela 9):

Os instrumentos monetários, seja a taxa de juros Selic, seja a moeda, não possuem conteúdo informativo algum sobre os movimentos futuros dos preços/ inflação.

O nível de preços/ inflação é (quase) completamente responsável por explicar a evolução de sua própria dinâmica.

10) Para a Taxa de Juros Selic (Tabela 10):

Os agregados monetários apresentam papel relevante na equação de previsão da taxa de juros. M0 chega a explicar 9.1% e M2, de forma surpreendente, explica 21.7% da trajetória futura da taxa de juros Selic.

A produção industrial tem importante participação sobre a variância da taxa de juros, chegando a prever 26.3% do comportamento dessa variável. No entanto, diferenciar as séries muda bastante o resultado encontrado para a moeda e produção industrial em nível.

Por outro lado, a análise da equação da taxa de juros mostra que essa variável deve uma parte relevante de seus movimentos futuros à influência do nível de preços/inflação. Isso pode ser constatado pelo resultado de que o nível de preços/inflação explica, em média, entre 10% e 13% do comportamento da taxa de juros. Esse resultado para a inflação é robusto à diferenciação das séries. Isso poderia significar que a taxa de juros nominal é utilizada como uma forma de reação do Banco Central à evolução da inflação, já que esta explica parte relevante da trajetória da taxa de juros.

Tabela 9. Decomposição Percentual da Variância do Nível de Preços/ da Inflação

Modelo	Lags	IGP	Pd Ind	M0	Selic	IGP	Pd Ind	M1	Selic	IGP	Pd Ind	M2	Selic
Nível	3	97.89	0.57	0.35	1.19	96.77	0.81	1.72	0.70	98.21	0.22	0.27	1.30
Nível	6	98.65	0.25	0.35	0.75	97.41	0.34	1.81	0.44	97.78	0.76	0.57	0.89
Nível	9	98.82	0.56	0.20	0.42	96.80	0.79	1.99	0.42	95.35	1.93	2.22	0.50
1ª dif.	3	92.54	2.39	1.46	3.61	91.98	3.08	1.75	3.19	91.85	3.95	0.88	3.32
1ª dif.	6	91.88	2.45	1.93	3.74	91.21	3.03	1.97	3.79	91.42	3.93	0.93	3.72
1ª dif.	9	91.84	2.44	1.96	3.76	91.20	3.02	1.96	3.82	91.39	3.92	0.94	3.75

Tabela 10. Decomposição Percentual da Variância da Taxa de Juros Selic

Modelo	Lags	Prod. Ind.	IGP	M0	Selic	Prod. Ind.	IGP	M1	Selic	Prod. Ind.	IGP	M2	Selic
Nível	3	1.61	12.71	0.62	85.06	1.04	14.08	2.03	82.85	3.08	11.43	2.39	83.10
Nível	6	12.33	10.19	2.81	74.67	14.71	10.88	1.99	72.42	9.94	8.46	12.56	69.04
Nível	9	20.51	9.43	9.08	60.98	26.25	10.03	4.14	59.57	13.68	8.79	21.72	55.81
1ª dif.	3	3.72	10.47	0.53	85.28	3.33	9.70	4.77	82.20	4.54	10.68	3.09	81.69
1ª dif.	6	3.89	11.84	0.56	83.71	3.54	11.31	5.69	79.46	4.78	12.58	3.23	79.40
1ª dif.	9	3.89	11.89	0.57	83.65	3.55	11.33	5.70	79.42	4.78	12.65	3.30	79.27

Vale destacar que, para as séries em níveis, o conteúdo informativo da produção industrial supera o poder explicativo dos preços sobre a trajetória da taxa de juros. Portanto, da mesma forma que a taxa de juros mostra-se bom previsor da produção industrial, esta, por sua vez, tem importante participação na realização da taxa de juros. Isso também pode indicar que o Banco Central tem reagido à dinâmica do nível de atividade econômica, manipulando a taxa de juros para conter a demanda agregada e arrefecer possíveis hiatos inflacionários gerados pelo lado real da economia (componente da inflação controlável pelo BC).

Em suma, encontramos o resultado de que a taxa de juros mostra-se melhor previsor da atividade econômica que a moeda (para as várias medidas). Seguindo a interpretação de Bernanke e Blinder (1992), isso indica que a taxa de juros é melhor instrumento de política que os agregados monetários (ou suas taxas de crescimento), pois não só seus movimentos estão mais associados às ações de política, como esta tem poder de explicar melhor o comportamento das variáveis da economia real.

Em outras palavras, encontramos forte associação da taxa de juros com a maioria das medidas selecionadas da atividade econômica. Esse resultado indica que a taxa de juros é eficaz em influenciar a trajetória das diversas variáveis representativas das condições econômicas e afetar a demanda agregada pelo lado real. Portanto, a evidência de que há relações evidentes e confiáveis entre a taxa de juros e essas variáveis reais justifica que o Banco Central baseie sua política na taxa de juros como instrumento (ou seja esta exerce um papel importante no processo de política monetária) para garantir a efetividade da política monetária sobre ao curso da economia.

Porém, não há evidências de que a taxa de juros possui papel relevante para explicar a trajetória futura da inflação, e esse resultado é problemático já que o objetivo principal estabelecido pelo governo é o de manter a estabilidade de preços. Como esse resultado é bastante contrário às evidências reais de que o regime de metas inflacionárias vem obtendo sucesso em manter a inflação em patamares baixos, aprofundaremos essa análise no capítulo 5, a partir de uma especificação mais complexa dos modelos.

CAPÍTULO 4. ABORDAGEM DA COINTEGRAÇÃO

4.1) VARS X VECS

Todos os testes empíricos já reportados se focaram nas relações de curto prazo que se estabelecem entre as variáveis reais da atividade econômica, o nível de preços/inflação, a moeda (para suas várias medidas) e a taxa de juros. No entanto, algumas questões de grande importância para a condução da política monetária na prática indicam que é importante considerar com maior rigor se há relação estável de longo prazo entre os níveis dessas variáveis.

Ou seja, em vez de trabalharmos apenas com os VARs irrestritos para captar as relações dinâmicas de curto prazo entre as variáveis, estejam as séries em nível ou em 1ª diferença (taxa de crescimento), devemos verificar se as relações entre os níveis do produto, dos preços, da moeda e da taxa de juros apresentam alguma combinação linear estatística que seja estacionária, de forma que desvios de curto prazo (temporários) de suas trajetórias sejam corrigidos de volta à relação de equilíbrio de longo prazo existente entre essas variáveis.

Em termos estatísticos, n séries são cointegradas se estas forem individualmente integradas de ordem $I(1)$ e existir entre elas até $n-1$ combinações lineares estacionárias, de forma que possamos formular $n-1$ mecanismos de correção de erro (MCE), que trabalham com as séries integradas sem incorrer no erro de regressão espúria. Pelo Teorema da Representação de Granger: $X_t \sim CI(1,1)$ pode ser representado sob a forma de MCE a seguir:

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \sum A_i \Delta X_{t-i} + u_t$$

onde α é o vetor ou velocidade de ajustamento das variáveis, de desvios de curto prazo destas de volta à trajetória de longo prazo; e β é o vetor de cointegração.

A equação acima inclui o termo de correção de erros, que expressa a combinação linear estacionária entre os níveis das séries, representando a relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, e trabalha com as diferenças das séries integradas de ordem I(1), termos que ditam o comportamento das variáveis no curto prazo.

Se houver relação de cointegração entre as séries, esta deve ser levada em conta para a formulação correta do modelo, com a inclusão do termo que expressa o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Isso porque a existência da cointegração entre as séries afeta de forma importante as previsões obtidas sobre elas (e, portanto, a inferência que se pode fazer a partir dos resultados), já que algumas combinações lineares permanecem ligadas (são estacionárias), enquanto outras são independentes. Por isso, é fundamental modelar as relações que se estabelecem no processo gerador de dados (*DGP*).

A especificação do modelo de correção de erros é relevante para as séries não estacionárias (integradas de ordem (1)), pois resolve o problema de regressões espúrias entre as séries. Subestimar a existência de possíveis vetores de cointegração, de forma que modelos de correção de erros empiricamente relevantes sejam omitidos, torna as previsões viesadas devido ao fato de componentes I(1) serem incorretamente mantidos nos modelos, o que causa o aumento da variância das previsões.

A aplicação da cointegração aos modelos indica que mudanças na especificação destes de acordo com suas propriedades são necessárias para validar os procedimentos de inferência, previsão e as análises de política. Impor restrições de cointegração sobre os modelos deve melhorar bastante a acurácia das previsões.

Na tabela abaixo, reportamos os resultados da análise de cointegração realizada sobre os modelos estudados para cada uma das variáveis reais da atividade econômica, considerando-se os três agregados monetários.

Tabela 4.1 RESULTADO DA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO

<i>Modelo</i>	<i>Teste de Johansen</i>	<i>Especificação</i>
[PROD IGP M0 TXJ] (VAR c/ 3 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 2
[PROD IGP M1 TXJ] (VAR c/ 3 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 2
[PROD IGP M2 TXJ] (VAR c/ 3 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 3
[UTCAP IGP M0 TXJ] (VAR c/ 2 lags)	Não há vetor de cointegração	-
[UTCAP IGP M1 TXJ] (VAR c/ 2 lags)	Não há vetor de cointegração	-
[UTCAP IGP M2 TXJ] (VAR c/ 2 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 2
[VENDR IGP M0 TXJ] (VAR c/ 2 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 2
[VENDR IGP M1 TXJ] (VAR c/ 2 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 2
[VENDR IGP M2 TXJ] (VAR c/ 3 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 3
[TXD IGP M0 TXJ] (VAR c/ 2 lags)	Não há vetor de cointegração	-
[TXD IGP M1 TXJ] (VAR c/ 2 lags)	Não há vetor de cointegração	-
[TXD IGP M2 TXJ] (VAR c/ 2 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 2
[REND IGP M0 TXJ] (VAR c/ 4 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 3
[REND IGP M1 TXJ] (VAR c/ 2 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 3
[REND IGP M2 TXJ] (VAR c/ 4 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 3
[HTRAB IGP M0 TXJ] (VAR c/ 3 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 3
[HTRAB IGP M1 TXJ] (VAR c/ 3 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 3
[HTRAB IGP M2 TXJ] (VAR c/ 3 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 2
[CAPFIX IGP M0 TXJ] (VAR c/ 3 lags)	Não há vetor de cointegração	-

[CAPFIX IGP M1 TXJ] (VAR c/ 3 lags)	Não há vetor de cointegração	-
[CAPFIX IGP M2 TXJ] (VAR c/ 4 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 3
[CONSD IGP M0 TXJ] (VAR c/ 3 lags)	Não há vetor de cointegração	-
[CONSD IGP M1 TXJ] (VAR c/ 3 lags)	Não há vetor de cointegração	-
[CONSD IGP M2 TXJ] (VAR c/ 3 lags)	1 vetor de cointegração	Modelo 3

Notas: A análise de cointegração requer cautela sobre a especificação dos modelos e interpretação dos resultados e sobre o tratamento apropriado dos termos deterministas. Por isso, seguindo o procedimento de Johansen, esta análise foi feita testando-se para três especificações diferentes, relativas aos termos deterministas a serem incluídos nos possíveis vetores de cointegração. As especificações testadas foram as seguintes, correspondendo ao modelo de correção de erros da forma geral:

$$\Delta X_t = \alpha(\beta X_{t-1} + \mu_1 + \delta_1 t) + \sum_{i=1}^l \Delta X_{t-i} + \alpha_1 \mu_2 + \alpha_1 \delta_2 t + \varepsilon_t :$$

Modelo 1: com constante dentro do vetor de cointegração: $\mu_1 \neq 0$.

Modelo 2: com constante dentro e fora do vetor de cointegração: $\mu_1 \neq 0, \mu_2 \neq 0$.

Modelo 3: com constante dentro e fora do vetor de cointegração e tendência dentro do vetor de cointegração: $\mu_1 \neq 0, \mu_2 \neq 0, \delta_1 \neq 0$.

Os termos deterministas foram selecionados com base na significância das constantes e da tendência por ocasião da formulação dos modelos de correção de erros. O número de defasagens utilizado na análise corresponde à ordem dos VARs irrestritos, definidos com base nos critérios de informação SIC, HQ, AIC e teste F de redução de parâmetros do programa *Pc-give*.

4.2) Decomposições Percentuais de Variância dos VECs:

Seguindo a teoria econométrica dos VARs, realizamos a análise de cointegração para os modelos especificados com as séries em níveis e integradas de ordem I(1) para todas as variáveis reais da atividade econômica selecionadas¹⁷. Em termos de previsão, os resultados já obtidos a partir da estimação dos VARs¹⁸ irrestritos são consistentes com os resultados dos VECs, apesar de estes proverem previsões mais acuradas, pois resultam da especificação mais correta dos modelos.

¹⁷ A análise de cointegração aqui desenvolvida revelou uma série de relações estruturais de longo prazo existentes entre cada uma das variáveis reais da atividade econômica, o nível de preços e as variáveis de política. No entanto, não procedemos à interpretação econômica dessas relações de equilíbrio (que devem conter grande valor em termos setoriais), pelo fato de tal estudo está fora do escopo deste trabalho.

¹⁸ Para procedermos às estimações dos VECs, incluímos o mesmo número de defasagens definidos para os VARs (n) menos uma defasagem, ie, (n-1). Isso porque, no programa Eviews 4.0, as defasagens são especificadas como defasagens da 1ª diferença dos termos usados na regressão auxiliar, e não em termos de níveis das séries.

1) Para a Produção Industrial (Tabela 11):

A taxa de juros é melhor previsor da produção industrial que a moeda para os VECs formulados. Os agregados monetários, em geral, não são muito informativos sobre o curso futuro dessa variável.

Especificamente, para os VECs com M0 e M1, os poderes explicativos da taxa de juros e da moeda estão bastante próximos em termos de magnitude, mas não chegam a prever mais que 8.2% da variância da produção industrial.

Já para o VEC com M2, a taxa de juros Selic é extremamente informativa sobre a trajetória futura da produção industrial, chegando a explicar 40% dos movimentos previstos para essa variável. Em contraste, M2 explica um valor correspondente a apenas 1/10 do valor atribuído à taxa de juros, ie, 4% da variância da produção industrial.

2) Para a Utilização da Capacidade Instalada- Indústria (Tabela 12):

Permanecem válidas as relações estimadas para os VARs irrestritos incluindo moeda medida como M0 e M1, ou seja, não é necessária a formulação do modelo de correção de erros, porque nestes casos as variáveis não cointegram.

Já para o VEC especificado com M2, encontramos que a taxa de juros Selic é bastante preditiva sobre a trajetória futura da utilização da capacidade, chegando a explicar 19.7% do comportamento dessa variável.

3) Para as Vendas Industriais Reais (Tabela 13):

Para os VECs com M0 e M1, a taxa de juros Selic domina a moeda em termos de previsão sobre a trajetória das vendas, mas por uma margem muito pequena. Na verdade, para esses dois modelos, os instrumentos monetários não são bons previsores dessa medida de atividade econômica, não explicando mais que 5.4% da variância das vendas.

Para o VEC com M2 como medida de moeda, a taxa Selic é extremamente informativa sobre a trajetória futura das vendas, chegando a explicar 39.3% do comportamento dessa variável, enquanto que M2 só consegue prever 3.8% da variância das vendas.

CAPÍTULO 4: ABORDAGEM DA COINTEGRAÇÃO

DECOMPOSIÇÕES PERCENTUAIS DA VARIÂNCIA DAS VARIÁVEIS DA ATIVIDADE ECONÔMICA REAL; DO NÍVEL DE PREÇOS E DA TAXA DE JUROS.

Tabela 11. Decomposição Percentual da Variância da Produção Industrial

Modelo	Lags	Prod.Ind	IGP	M0	Selic	Prod.Ind	IGP	M1	Selic	Prod.Ind.	IGP	M2	Selic
VEC	3	86.82	0.13	4.57	8.48	88.62	0.51	4.17	5.73	70.02	0.18	8.72	21.08
VEC	6	85.03	0.42	6.48	8.07	87.87	0.48	4.95	6.70	61.77	0.23	5.36	32.64
VEC	9	84.39	1.65	6.62	7.34	83.30	1.05	7.50	8.15	55.99	0.16	3.94	39.91

Tabela 12. Decomposição Percentual da Variância da Utilização Capacidade Instalada – Indústria

Modelo	Lags	Utiliz.Cap.	IGP	M0	Selic	Utiliz.Cap.	IGP	M1	Selic	Utiliz.Cap.	IGP	M2	Selic
VEC	3	-	-	-	-	-	-	-	-	84.15	0.56	2.96	12.33
VEC	6	-	-	-	-	-	-	-	-	78.95	0.29	3.38	17.38
VEC	9	-	-	-	-	-	-	-	-	76.77	0.28	3.21	19.74

Tabela 13. Decomposição Percentual da Variância das Vendas Reais- Indústria

Modelo	Lags	Vendas	IGP	M0	Selic	Vendas	IGP	M1	Selic	Vendas	IGP	M2	Selic
VEC	3	92.41	1.28	1.15	5.16	90.30	1.53	3.17	5.00	72.76	1.95	5.78	19.51
VEC	6	89.33	3.57	2.02	5.08	86.86	3.85	3.89	5.40	61.67	3.12	3.05	32.17
VEC	9	88.18	4.65	2.36	4.81	85.67	4.99	3.94	5.40	53.64	3.33	3.78	39.25

Tabela 14. Decomposição Percentual da Variância da Taxa de Desemprego Aberto –RMs

Modelo	Lags	Desempr.	IGP	M0	Selic	Desempr.	IGP	M1	Selic	Desempr.	IGP	M2	Selic
VEC	3	-	-	-	-	-	-	-	-	94.86	0.38	4.24	0.51
VEC	6	-	-	-	-	-	-	-	-	83.46	3.80	11.47	1.26
VEC	9	-	-	-	-	-	-	-	-	74.92	8.16	15.28	1.64

4) Para a Taxa de Desemprego Aberto (Tabela 14):

As estimações dos VARs irrestritos incluindo M0 e M1 como moeda permanecem válidos, já que, para estes casos, as variáveis não cointegram.

Com relação ao VEC formulado com M2, a taxa de juros Selic não apresenta papel relevante sobre as flutuações futuras da taxa de desemprego, o que é bastante contraintuitivo, pois seria de se esperar que a taxa de juros, ao afetar negativamente a produção e, conseqüentemente, gerar uma contração na atividade econômica, levasse a um aumento do desemprego.

M2 apresenta melhor poder preditivo sobre o desemprego, explicando 15.3% de seu comportamento futuro. Pelos resultados já encontrados para essa variável, a taxa de desemprego parece estar bastante relacionada aos agregados monetários.

5) Para o Rendimento Real do Trabalho Principal (Tabela 15):

Para os VECs formulados com M0 e com M1, verificamos que os instrumentos monetários (taxa de juros e moeda) apresentam poderes preditivos que estão bastante próximos em termos de magnitude e mostram-se consideráveis em termos de significância sobre a trajetória futura do rendimento.

Um exemplo disso é que a taxa de juros e a moeda explicam 19.8% e 20.8% da variância do rendimento, respectivamente, no VEC com M0 como medida de moeda.

Já no VEC especificado com M2, a taxa de juros claramente domina a moeda, explicando 19.1% do comportamento do rendimento, enquanto M2 não apresenta papel relevante sobre essa variável.

No entanto, o resultado mais importante é que o nível de preços é extremamente informativo sobre a trajetória do rendimento em todos os VECs formulados, chegando a explicar 51.6% dos movimentos previstos para essa variável (no VEC com M2), valor este que ultrapassa o valor atribuído à dinâmica da própria variável.

Portanto, mesmo que os instrumentos monetários apresentem poder explicativo considerável sobre essa variável nos VECs, há evidências de que o nível de preços é o maior determinante do curso futuro do rendimento do trabalho e esse resultado é consistente com o das estimações dos VARs irrestritos.

6) Para as Horas Trabalhadas na Indústria (Tabela 16):

A taxa de juros Selic claramente domina a moeda em termos de previsão sobre a trajetória dessa variável para todos os VECs formulados. Vale destacar o peso de sua importância no VEC com M2, em que a taxa de juros explica 36.7% da variância das horas trabalhadas; enquanto M2 não é responsável por mais que 7.9% dos valores previstos para a mesma.

Os agregados monetários não apresentam papel muito relevante para explicar o comportamento das horas trabalhadas e sua participação na variância desta situa-se entre 3.3% e 7.9% apenas.

7) Para o Capital Fixo- Formação Bruta (Tabela 17):

Os resultados das estimações dos VARs irrestritos que incluem M0 e M1 como medida de moeda permanecem válidos, porque, para estes modelos, as variáveis não cointegram.

Já para o VEC formulado com M2, a taxa de juros Selic é melhor previsor que a moeda sobre a trajetória futura do capital fixo, explicando 20.3% do comportamento dessa variável. M2 não apresenta papel muito relevante para explicar essa medida de investimento.

No entanto, o resultado fundamental é que o nível de preços continua sendo o componente principal da variância do capital fixo, explicando 30.6% da trajetória dessa variável. Esse resultado é consistente com os dos VARs irrestritos.

8) Para a Produção de Bens de Consumo Duráveis (Tabela 18):

Os resultados das estimações dos VARs irrestritos que incluem os agregados monetários M0 e M1 permanecem os mesmos, já que para esses casos, as variáveis não cointegram.

A taxa de juros Selic apresenta excelente performance em termos de previsão, explicando 39.5% do comportamento da produção de BCD, valor este que ultrapassa o valor atribuído à dinâmica da própria variável.

Tabela 15. Decomposição Percentual da Variância do Rendimento Real do Trabalho Principal – RMs

Modelo	Lags	Rendimento	IGP	M0	Sellic	Rendimento	IGP	M1	Sellic	Rendimento	IGP	M2	Sellic
VEC	3	85.74	11.97	0.90	1.39	86.86	8.38	3.50	1.26	75.95	19.27	2.09	2.68
VEC	6	49.47	32.67	11.80	6.06	73.97	18.87	3.68	3.48	40.93	51.17	2.80	5.09
VEC	9	33.34	26.06	20.84	19.76	56.32	19.32	12.32	12.04	26.47	51.59	2.80	19.13

Tabela 16. Decomposição Percentual da Variância das Horas Trabalhadas- Indústria

Modelo	Lags	Hs. Trabs	IGP	M0	Sellic	Hs. Trabs	IGP	M1	Sellic	Hs. Trabs	IGP	M2	Sellic
VEC	3	89.81	1.33	1.19	7.67	90.17	0.74	1.57	7.52	76.20	1.36	13.77	8.67
VEC	6	85.18	0.82	2.45	11.55	85.12	0.42	3.28	11.18	62.30	2.14	11.94	23.62
VEC	9	83.16	0.56	3.31	12.97	83.19	0.34	4.25	12.22	51.59	3.67	7.87	36.87

Tabela 17. Decomposição Percentual da Variância do Capital Fixo- Formação Bruta

Modelo	Lags	Cap. Fixo	IGP	M0	Sellic	Cap. Fixo	IGP	M1	Sellic	Cap. Fixo	IGP	M2	Sellic
VEC	3	-	-	-	-	-	-	-	68.36	14.16	9.20	8.28	-
VEC	6	-	-	-	-	-	-	-	53.00	27.51	5.49	14.00	-
VEC	9	-	-	-	-	-	-	-	43.87	30.64	5.20	20.29	-

Tabela 18. Decomposição Percentual da Variância da Produção dos Bens de Consumo Duráveis

Modelo	Lags	BCD	IGP	M0	Sellic	BCD	IGP	M1	Sellic	BCD	IGP	M2	Sellic
VEC	3	-	-	-	-	-	-	-	71.45	1.66	10.41	16.48	-
VEC	6	-	-	-	-	-	-	-	45.65	13.62	7.49	33.24	-
VEC	9	-	-	-	-	-	-	-	28.29	27.92	4.26	39.53	-

M2 não apresenta papel relevante para explicar essa variável. É importante notar que, no caso desse VEC, o nível de preços também é excelente previsor da produção de bens de consumo duráveis, sendo responsável por 27.9% da variância desta.

9) Para o Nível de Preços (Tabela 19):

A taxa de juros Selic não tem poder preditivo algum sobre a trajetória futura do nível de preços. O mesmo se verifica para os agregados monetários e produto. Portanto, temos que, neste caso, a inflação é explicada principalmente por sua própria dinâmica, sem a participação das outras variáveis dos modelos em seus movimentos futuros.

10) Para a Taxa de Juros Selic (Tabela 20):

Os agregados monetários não têm participação importante na variância da taxa de juros e sua contribuição para explicar o comportamento dessa variável não ultrapassa 6.9%.

O nível de preços apresenta papel significativo para explicar a trajetória da taxa de juros, dado que chega a prever 11.5% dos movimentos futuros desta.

No entanto, o resultado de maior destaque é que a produção industrial apresenta alto conteúdo informativo sobre a trajetória da taxa de juros, chegando a explicar 33.3% do comportamento dessa variável no VEC formulado com M1 como medida de moeda.

Portanto, há evidências de que a política monetária tem reagido fortemente à dinâmica do nível de atividade econômica e, em menor magnitude, à trajetória do nível de preços.

Os resultados derivados dos VECs são semelhantes em termos qualitativos aos encontrados para os VARs irrestritos. Os preços possuem poder preditivo relevante sobre a trajetória futura do instrumento de política do BC, chegando a explicar 11.5% de sua dinâmica, mas o poder preditivo do nível de preços é nitidamente superado pelo poder preditivo da produção industrial, que apresenta excelente performance em termos de previsão sobre a taxa de juros, sendo responsável por 33.3% do comportamento dessa variável. Os agregados monetários não apresentam grande importância para os movimentos futuros da taxa Selic nos VECs especificados.

Tabela 19. Decomposição Percentual da Variância do Nível de Preços

Modelo	Lags	IGP	Prod. Ind.	M0	Selic	IGP	Prod. Ind.	M1	Selic	IGP	Prod. Ind.	M2	Selic
VEC	3	95.76	2.22	0.68	1.34	95.26	2.95	0.85	0.94	97.89	1.25	0.21	0.65
VEC	6	94.85	2.07	1.50	1.58	94.77	3.42	0.46	1.35	98.83	0.56	0.09	0.52
VEC	9	94.22	2.51	2.02	1.25	94.37	4.36	0.26	1.01	99.12	0.35	0.24	0.29

Tabela 20. Decomposição Percentual da Variância da Taxa de Juros Selic

Modelo	Lags	Prod. Ind.	IGP	M0	Selic	Prod. Ind.	IGP	M1	Selic	Prod. Ind.	IGP	M2	Selic
VEC	3	2.68	13.95	0.89	82.48	1.27	15.85	2.25	80.63	17.84	7.63	2.73	71.80
VEC	6	12.67	12.10	1.86	73.37	14.99	13.06	2.40	69.55	19.52	5.58	5.28	69.62
VEC	9	27.75	10.73	6.94	54.58	33.27	11.54	3.97	51.22	21.34	7.27	5.32	66.07

4.3) Análise de exogeneidade:

A análise de exogeneidade fraca (quando os parâmetros de interesse são os β 's no vetor de cointegração) testa a hipótese de que uma variável está influenciando a trajetória de longo prazo das outras variáveis do modelo, mas não é influenciada por elas. Esse teste impõe a restrição de nulidade no parâmetro α (velocidade de ajustamento) da variável considerada.

Para existir um vetor de cointegração, pelo menos um α deve ser diferente de zero (significante). Isso porque se os α 's de todas as variáveis do modelo forem iguais a zero, então não há parâmetro de velocidade de ajustamento, que corrija os desvios de curto prazo e conduza as trajetórias das variáveis de volta às relações de equilíbrio de longo prazo. Este é o caso de um VAR irrestrito em que as variáveis não cointegram, ou seja, não há relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, e estas seguem trajetórias estocásticas independentes.

O resultado da análise de exogeneidade fraca indicou que nem a taxa de juros nem os agregados monetários são fracamente exógenos (em relação aos parâmetros de interesse β 's) para a grande maioria dos VECs especificados para as variáveis reais da atividade econômica. Mais precisamente, os resultados dos testes indicam que a taxa de juros Selic não é fracamente exógena para 11 dos 16 VECS formulados e que a moeda (medida como M0, M1 e M2) não é fracamente exógena para 8 dos 16 VECS especificados.

À primeira vista, seria de se esperar que as variáveis de política, em particular a taxa de juros, fossem exógenas aos modelos para se constituírem variáveis factíveis de serem controladas pela autoridade monetária.

No entanto, segundo Hendry e Juselius (1998)¹⁹, exogeneidade fraca de longo prazo não implica exogeneidade de curto prazo e, portanto, não exclui a possibilidade de que a variável de política esteja reagindo às mudanças de curto prazo nas variáveis macroeconômicas²⁰.

Os autores enfatizam que, de fato, não devemos esperar que as variáveis de política sejam fracamente exógenas no contexto da cointegração. Isso porque os desequilíbrios em uma economia são ajustados, em sua maior parte, por ações de política. Em outras palavras, as ações de política adotadas envolvem mudanças em variáveis com médias não-nulas (com α 's significantes), pois são essas variáveis que ajustam os desequilíbrios de curto prazo de volta à trajetória de longo prazo existente entre as variáveis do modelo.

O resultado da análise de exogeneidade no contexto da cointegração está de acordo com os resultados encontrados para os testes de Granger multivariados no contexto dos VARs irrestritos. Estes testes também indicaram que a taxa de juros Selic não era exógena em relação às várias medidas da atividade econômica e inflação. Mas isso pode ser indicação de que a taxa de juros reage aos movimentos das variáveis reais, com o propósito de influenciar suas trajetórias, e não de que a não-exogeneidade da taxa de juros significa que o Banco Central não tem poder de dirigi-la como instrumento de política.

De fato, como já mencionado, o que o Banco Central fixa é a meta anual *ex-ante* para a taxa de juros Selic e deixa que o mercado se ajuste a essa meta. Já a série com a qual trabalhamos é a taxa realizada (*ex-post*) de acordo com as expectativas do mercado, portanto, não seria de esperar que essa série fosse exógena. No entanto, consideramos que continua válido o objetivo do trabalho de verificar se os valores que se efetivaram para esse instrumento de política de fato conseguiram afetar a atividade econômica e a inflação para o período estudado.

¹⁹ Hendry and Juselius (1998). *Explaining Cointegration Analysis: Part II.*, págs 29 e 31.

²⁰ Consideramos que esta afirmação aplica-se ao presente estudo, pois aqui analisamos apenas um sub-período da amostra das séries brasileiras, referente ao período de baixa inflação (Plano Real).

Comentários gerais

Pelos resultados gerais- dos VARs irrestritos e dos VECs-, encontramos que a taxa de juros Selic é o melhor previsor da economia, dado que possui maior poder explicativo sobre as trajetórias das variáveis reais da atividade econômica e sobre o curso da inflação.

Segundo Bernanke e Blinder (1992), o fato de a taxa de juros ser mais informativa sobre as variáveis macroeconômicas indica que esta variável é melhor candidata a ser instrumento de política monetária, porque estabelece relações evidentes e confiáveis com o produto real e preços e, portanto, apresenta maior efetividade em exercer efeitos reais sobre a economia.

De fato, a taxa de juros mostrou-se melhor previsor do curso futuro das variáveis reais da atividade econômica e da inflação que os agregados monetários. Isso é consistente com o fato de que o Banco Central utiliza esta variável como instrumento de política e com a evidência de que, para o período recente, houve um aumento da efetividade da política monetária sobre a economia real e inflação.

Com exceção da taxa de desemprego, para as medidas da atividade econômica sobre as quais a taxa de juros não mostrou ser bom previsor, não verificamos que este papel era preenchido pelos agregados monetários e sim pela inflação. Portanto, para as variáveis como o rendimento do trabalho e o capital fixo, para os quais a taxa de inflação mostrou ser um fator importante em explicar seu comportamento futuro, o que podemos sugerir é que, na medida em que a taxa de juros obtenha sucesso em controlar a inflação, dentro do contexto de metas inflacionárias, esta conseguirá exercer efeitos reais, ainda que indiretos, sobre o curso futuro dessas variáveis.

Com relação à moeda, particularmente, M2 apresenta alto poder preditivo sobre algumas variáveis. De fato, M2 em nível Granger- causa um número bastante representativo (7 entre 8) de variáveis reais da atividade econômica, ou seja M2 pode ser uma fonte útil de

informações sobre o curso futuro dessas variáveis. Além disso, esse agregado monetário é um excelente previsor das trajetórias de importantes variáveis como a produção industrial, o capital fixo, a taxa de desemprego, e as horas trabalhadas na indústria.

Adicionalmente, a moeda (para as várias medidas) mostra-se bastante preditiva sobre a taxa de desemprego. Sendo esta uma das medidas mais representativas e importantes da atividade econômica, à primeira vista, não podemos desconsiderar o papel da moeda como variável de política.

Portanto, diferentemente da evidência encontrada para os EUA, não é tão claro o resultado de que a moeda não apresenta poder explicativo relevante sobre a trajetória das variáveis reais. Não constatamos a ocorrência de que a taxa de juros absorve todo o poder preditivo da moeda quando essa variável é incluída nos VARs com séries em níveis.

No entanto, as taxas de crescimento dos agregados monetários, que são consideradas pela literatura como instrumentos de política superiores aos agregados em níveis, por não estarem sujeitos ao problema de *base drift*, não apresentaram poder explicativo relevante sobre as taxas de crescimento das variáveis reais.

Portanto, considerando-se especificamente as taxas de crescimento da moeda, nem os testes de causalidade de Granger, nem as decomposições de variância indicam que as taxas de crescimento da moeda apresentam relações evidentes e estáveis com as variáveis da atividade econômica, de forma que se justificasse que a política monetária estivesse focada nas taxas de crescimento dos agregados monetários.

Outro ponto que desfavorece a moeda como instrumento de política monetária é que esta não é informativa sobre o nível de preços ou inflação; nem os preços ou a inflação são informativos sobre o curso futuro de nenhum dos três agregados monetários aqui considerados, tanto pelos resultados dos testes de Granger, como pelas decomposições de variância.

Isso evidencia uma completa desassociação entre a moeda e o nível de preços/inflação. Com isso, dado que o objetivo final do Governo é manter a estabilidade de preços, não seria uma boa estratégia adotar qualquer agregado monetário como instrumento de política, pois estes não têm poder de influenciar a trajetória da inflação e comprometeriam seriamente os resultados do BC em termos de controle inflacionário.

Por outro lado, os resultados para a taxa de juros Selic são robustos quanto ao seu poder de previsão sobre as trajetórias das variáveis reais da atividade econômica e sobre a inflação, esteja essa série em nível ou em 1ª diferença.

CAPÍTULO 5: ESTUDO DO IMPACTO DA TAXA DE JUROS SOBRE A INFLAÇÃO UTILIZANDO ABORDAGEM VAR E EXTENSÕES

Encontramos anteriormente que- pelos resultados das decomposições de variância- a taxa de juros não exercia qualquer influência sobre a trajetória futura da taxa de inflação, sendo esta explicada quase completamente pela evolução de sua própria dinâmica. Esse resultado é bastante contrário às evidências reais de que a política monetária, no contexto de metas inflacionárias, tem sido extremamente importante para a estabilização macroeconômica, em particular para o controle inflacionário. Portanto, neste capítulo, procuramos especificar melhor os modelos ao incluir uma variável (*C-bond spread*) que capte os efeitos de choques externos sobre a inflação, não controláveis pelo Banco Central²¹.

Isso porque a inflação pode ser causada tanto por fatores do lado da demanda agregada (pressões estas que o BC possui poder de controlar pela utilização da taxa de juros, como visto) quanto por fatores do lado da oferta ou de choques externos. Assim,

²¹ A idéia de incluir o *C-bond spread* nos VARs para captar os efeitos dos choques externos foi tirada de Minella (2001) e Nakane et. al (2002). Minella (2001) estimou um VAR com 5 variáveis, entre as quais o *EMBI spread* relativo aos títulos do Tesouro americano. O autor considera que incluir este *spread* como regressor no VAR melhora a especificação do modelo, pois, para o período recente, a taxa de juros tem reagido fortemente a crises financeiras. Ele argumenta que o *EMBI spread* é considerado um bom indicador das crises financeiras externas (México, Ásia e Rússia) e das crises cambiais no Brasil, porque este aumentou significativamente durante esses episódios. Nakane et. al (2002) utilizaram o *C-bond spread* como variável representativa das condições macroeconômicas externas impostas ao país, ou seja, que mede seu prêmio de risco. Eles mostram, neste estudo, que as variáveis macroeconômicas, dentre elas o prêmio de risco, para o qual foi usado como *proxy* o *C-bond spread* sobre o título do Tesouro americano de mesma maturidade, são os fatores mais relevantes para explicar o comportamento do *spread* bancário no Brasil, que se constitui uma variável de taxa de juros (*interest-based spread*).

incluímos no modelo o *C-bond spread* como indicador do prêmio de risco do país²², ordenado antes do agregado monetário e da taxa de juros, para representar esses outros fatores determinantes do comportamento da inflação²³.

Primeiramente, devemos saber como essa série comporta-se ao longo do tempo. Para isso, aplicamos os teste de raiz unitária Dickey-Pantula e ADF sobre a série do *C-bond spread*.

VARIÁVEL	TESTE DP			TESTE ADF	
	MODELO/LAGS	β_1	β_2	MODELO/LAGS	β_{ADF}
SPR	C/ cte/ 1	-5.35**	-1.90	C/ cte/ 6	-1.15

Na tabela, (**) indica a 1% de significância.

Pelos teste de raiz unitária, podemos aceitar que o *C-bond spread* é integrado de ordem I(1).

5.1) Testes de Causalidade de Granger:

1) Nível de Preços (Tabela I- causalidade direta- séries em níveis)

A taxa de juros Selic Granger-cause o nível de preços, nas equações de previsão dessa variável incluindo, alternativamente, cada um dos 3 agregados monetários como regressores. Todos os agregados monetários (M0, M1 e M2) não Granger-causam o nível de preços. O *spread* Granger-cause o nível de preços nas 3 equações de previsão estimadas para essa variável.

Os testes para a *causalidade inversa* (Tabela I- séries em níveis) indicam que:

O nível de preços Granger-cause a taxa de juros Selic nas 3 equações de previsão estimadas. O nível de preços não Granger-cause os agregados monetários. O nível de preços não Granger-cause o *spread* nos três casos considerados.

²² A série do *C-bond spread* só está disponível a partir de 1995:01 no IPEADATA. Portanto, os VARs especificados incluindo o *spread* foram estimados considerando apenas para o período 1995:01 a 2002:12.

²³ Optamos por utilizar o *spread* em vez da taxa de câmbio, porque a taxa de câmbio, por ser preço de um ativo financeiro, é muito volátil para ser incluída nos VARs. De fato, sua inclusão nos modelos faz com que os resíduos das estimações apresentem problemas de autocorrelação e/ou heterocedasticidade, o que compromete seriamente a validade das inferências estatísticas.

CAPÍTULO 5: ESTUDO DOS MODELOS INCLUINDO SPREAD (PRÊMIO DE RISCO DO PAÍS)

1) Testes de Causalidade de Granger para os Modelos com Instrumentos Monetários em Termos Nominais.

1.1) Causalidade Direta: A taxa de juros Selic/ a moeda/ o spread NÃO Granger-cause o nível de preços/ a inflação.

1.2) Causalidade Inversa: O nível de preços/inflação NÃO Granger-cause a taxa de juros Selic/ a moeda/ o spread.

Tabela I

Modelo	Variável	Lags	Causalidade Direta											
			TXJ	M0	SPR	TXJ	M1	SPR	TXJ	M2	SPR			
Nível	IGP	3	0.0098**	0.9544	0.0012**	0.0262*	0.1946	0.0004**	0.0052**	0.2902	0.0004**			
	IGP	2	0.0233*	0.4414	0.0317*	0.0663	0.2292	0.0452*	0.0327*	0.7482	0.0542			
Nível	IGP	3	0.0024**	0.5493	0.3047	Causalidade Inversa			TXJ	M1	SPR	TXJ	M2	SPR
	IGP	2	0.0428*	0.4943	0.0822	TXJ	M1	SPR	TXJ	M2	SPR	TXJ	M2	SPR

2) *Inflação (Tabela I- causalidade direta-séries em 1^{as} diferenças)*:

As variações da taxa de juros Selic Granger-cause a inflação em 2 das 3 equações de previsão estimadas para essa variável. As taxas de crescimento dos agregados monetários não Granger-causam a inflação. O *spread* Granger-cause a inflação em 2 das 3 equações de previsão estimadas.

Os testes para a *causalidade inversa (Tabela I- séries em 1^{as} diferenças)* mostram que:

A inflação Granger-cause as variações da taxa de juros Selic nas 3 equações de previsão consideradas. A inflação não Granger-cause as taxas de crescimento de nenhum dos 3 agregados monetários. A inflação não Granger-cause o *spread* em nenhum dos 3 casos estudados.

Os resultados de interesse são os relativos às equações da taxa de juros Selic, por ser esta o instrumento de política do Banco Central. Daí, podemos inferir que a taxa Selic é efetiva em influenciar o nível de preços/inflação, ou seja, a taxa de juros é uma fonte importante de informações adicionais sobre o curso futuro da inflação.

Além disso, o *spread*, que mede o prêmio de risco do país, apresenta conteúdo informativo sobre o nível de preços/inflação, o indica de que a trajetória da inflação é também é bastante influenciada por choques externos (componente causador da inflação não-controlável pelo Banco Central e, talvez, a maior razão para explicar os eventuais descumprimentos das metas fixadas para a inflação).

Por outro lado, a taxa de juros Selic é Granger-causada pelo nível de preços/inflação, o que pode ser indicação do comportamento reativo da autoridade monetária em relação à trajetória da inflação, conduzindo a taxa de juros de forma a responder a choques inflacionários que possam causar o descumprimento das metas estabelecidas.

O nível de preços não Granger-cause o *spread* no caso das equações com instrumentos monetários em termos nominais. No entanto, a título de informação, vale

destacar que a inflação Granger-causa o *spread* (a 1% de significância) nas equações com instrumentos monetários em termos reais (reportados no apêndice).

Tomando esse resultado como base, temos que a dinâmica do *spread* apresenta considerável interação com o curso da inflação. Isso tem um importante sentido econômico, já que o prêmio de risco do país varia de acordo com a percepção dos agentes (do mercado financeiro) sobre se os fundamentos macroeconômicos da economia brasileira estão “saudáveis” ou não (questão da credibilidade internacional e da vulnerabilidade externa do país).

5.2) Decomposições Percentuais de Variância dos VARS irrestritos com *Spread*:

Para a análise das equações de previsão do nível de preços e da taxa de juros, usamos a produção industrial como medida mais representativa da atividade econômica entre as variáveis reais aqui estudadas. Optamos por focar a análise exclusivamente nas decomposições de variância do nível de preços/inflação e da taxa de juros, porque as referentes às medidas da atividade econômica já foram extensivamente tratadas nos capítulos anteriores²⁴.

As estimações dos modelos, utilizando a produção industrial como medida de atividade econômica, e as decomposições de variância resultantes dos mesmos mostram que os resultados para as equações do nível de preços/inflação e das taxas de juros alteram-se significativamente. A inclusão do *spread* aos modelos parece resultar em uma especificação mais realista e condizente com a economia brasileira.

²⁴ No entanto, vale destacar, que os resultados para a variância da produção industrial com essa nova especificação dos modelos indicaram que: a taxa de juros Selic continua apresentando poder preditivo importante sobre a trajetória da produção industrial; o *spread* mostra-se bom previsor dessa variável, com poder explicativo de magnitude equivalente ao da taxa de juros; os agregados monetários não apresentam papel relevante para explicar a trajetória futura da produção industrial.

1) *Para o Nível de Preços/ Inflação (Tabela 21):*

Em contraste com os resultados das tabelas 9 e 19, que reportam as previsões de variância para o nível de preços/inflação, a inclusão do *spread* aos VARs- resultando em uma melhor especificação -revela que o poder preditivo da taxa de juros é importante para explicar o comportamento da inflação. Observamos que choques à taxa de juros (choques monetários) tem considerável influência sobre a trajetória futura do nível de preços, explicando até 16.9% do comportamento dessa variável.

Verificamos também que, choques ao *spread* têm alto poder preditivo sobre a trajetória futura do nível de preços/inflação, o que indica que a inflação doméstica é bastante sensível a choques externos (expressão da vulnerabilidade do país a choques externos), que chegam a explicar 24.5% do comportamento futuro dessa variável.

Os agregados monetários não apresentam conteúdo informativo relevante sobre a trajetória do nível de preços, com exceção de M1 em nível , que explica 10.7% de sua variância.

Para as séries em 1^{as} diferenças, as variações da taxa de juros Selic dominam as flutuações do *spread* e as taxas de crescimento dos agregados monetários em termos preditivos sobre a inflação, chegando a explicar 9.7% do comportamento dessa variável.

Portanto, para essa especificação dos modelos incluindo *spread*, encontramos que a taxa de juros Selic, de fato, tem alto poder preditivo sobre a trajetória futura do nível de preços (ainda que um pouco menor que o poder preditivo do *spread*), em contraste com o resultado encontrado para a especificação anterior.

2) *Para a Taxa de Juros Selic (Tabela 22):*

O resultado surpreendente é que o *spread* é um importante fator determinante do curso futuro da taxa de juros, pois este apresenta alto poder preditivo sobre essa variável, chegando a explicar 28.2% da variância da taxa de juros.

O nível de preços apresenta poder explicativo relevante sobre a taxa de juros, (mas em magnitude bem menor que o do *spread*) sendo responsável por até 9.9% dos movimentos futuros da taxa de juros.

DECOMPOSIÇÕES PERCENTUAIS DE VARIÂNCIA DO NÍVEL DE PREÇOS/INFLAÇÃO E DA TAXA DE JUROS

VARS IRRESTRITOS COM INSTRUMENTOS MONETÁRIOS EM TERMOS NOMINAIS:

Tabela 21. Decomposição Percentual da Variância do Nível de Preços/Inflação

Modelo	Lags	IGP	Pd. Ind.	SPR	M0	Selic	IGP	Pd. Ind.	SPR	M1	Selic	IGP	Pd. Ind.	SPR	M2	Selic
Nível	3	89.16	0.02	2.21	0.13	8.48	86.02	0.13	2.10	4.55	7.20	87.35	0.11	2.12	1.45	8.97
Nível	6	69.75	0.54	11.56	1.37	16.78	63.47	0.91	13.00	8.22	14.40	66.15	0.99	12.80	2.56	17.50
Nível	9	58.25	0.52	21.54	2.82	16.87	50.60	0.92	24.44	10.69	13.35	54.64	1.04	23.44	4.28	16.60
1ª dif.	3	83.89	2.28	4.37	1.15	8.31	85.25	2.42	3.89	1.71	6.73	84.47	3.88	3.41	0.51	7.73
1ª dif.	6	80.99	2.24	5.75	1.42	9.60	81.98	2.48	5.21	2.01	8.32	81.35	3.96	4.58	0.63	9.48
1ª dif.	9	80.88	2.25	5.79	1.42	9.66	81.89	2.49	5.27	2.00	8.35	81.27	3.97	4.60	0.65	9.51

Tabela 22. Decomposição Percentual da Variância da Taxa de Juros Selic

Modelo	Lags	Pd. Ind.	IGP	SPR	M0	Selic	Pd. Ind.	IGP	SPR	M1	Selic	Pd. Ind.	IGP	SPR	M2	Selic
Nível	3	0.75	3.37	18.59	0.62	76.67	0.55	3.02	20.72	1.98	73.73	2.78	2.13	16.87	3.67	74.55
Nível	6	4.16	5.37	25.90	2.96	61.61	3.79	7.40	30.08	1.84	56.89	3.86	5.45	26.93	9.23	54.53
Nível	9	5.41	6.79	24.08	4.35	59.37	4.90	9.92	28.16	2.18	54.84	4.01	6.43	24.77	11.48	53.31
1ª dif.	3	1.56	9.86	9.82	0.81	77.95	1.26	9.54	9.88	4.72	74.60	1.80	10.17	9.47	0.90	77.66
1ª dif.	6	1.79	11.61	9.97	0.89	75.74	1.43	12.12	9.85	4.95	71.65	2.04	12.50	9.45	1.00	75.01
1ª dif.	9	1.79	11.63	10.00	0.90	75.68	1.44	12.14	9.87	4.99	71.56	2.04	12.55	9.46	1.00	74.95

Os agregados monetários não se mostram significantes para explicar o comportamento da taxa de juros, com exceção de M2, que tem participação relevante (11.5%) sobre a variância desta.

Diferentemente do resultado encontrado para a especificação anterior da equação de previsão da taxa de juros (modelos sem *spread*), a produção industrial não apresenta mais papel relevante sobre a trajetória da taxa de juros.

Para as séries em 1^{as} diferenças, o poder preditivo do *spread* perde importância, se comparado com o desta série em nível, mas continua relevante para explicar as variações da taxa de juros, contribuindo com até 10% da variância desta.

O poder preditivo da inflação se mantém, sendo inclusive maior que no caso dessa série em nível de preços, explicando entre 11.6% e 12.6% dos movimentos previstos para a taxa de juros.

As taxas de crescimento dos agregados monetários e da produção industrial mostram-se irrelevantes em termos de conteúdo informativo sobre a taxa de juros.

Isso parece indicar que o Banco Central controla a taxa de juros de forma extremamente reativa às crises financeiras externas, como está amplamente notificado nas atas do COPOM, ou seja, a política monetária tem se mostrado bastante sensível a choques externos, reagindo intensivamente a choques (de outras fontes que não a demanda agregada) que possam gerar pressões inflacionárias para o país, como pode ser tirado da evidência de que o prêmio de risco do país tem alto conteúdo informativo sobre o curso futuro da taxa de juros.

O resultado de que o nível de preços apresenta papel relevante na equação da taxa de juros é consistente com o resultado anterior. A melhor especificação do modelo não altera a conclusão de que a taxa de juros é manipulada como forma de reação ao comportamento da inflação. De fato, há evidências de que o BC vem estabelecendo a trajetória da taxa de juros com o propósito de influenciar a trajetória da inflação, induzindo-a a se realizar dentro das metas fixadas pela autoridade monetária, segundo o regime de metas inflacionárias.

5.3) Decomposições de Variância dos VECS com *Spread*:

Aplicando a abordagem de cointegração a esta nova especificação dos modelos, encontramos que os resultados da análise de cointegração para os VECs especificados incluindo o *spread* (prêmio de risco do país) como indicador de choques externos foram:

Tabela 5.3. Resultado da Análise de Cointegração

<i>Modelo</i>	<i>Testes de Johansen</i>	<i>Especificação</i>
[PROD IGP SPR M0 TXJ] VAR c/ 3 lags	3 vetores de cointegração	Modelo 2
[PROD IGP SPR M1 TXJ] VAR c/ 3 lags	3 vetores de cointegração	Modelo 2
[PROD IGP SPR M2 TXJ] VAR c/ 3 lags	3 vetores de cointegração	Modelo 2

Para esta tabela, valem as notas referentes à tabela 4.1

Formulando os VECS, os resultados para as decomposições de variância indicam que:

1) Para o Nível de Preços (Tabela 23):

A taxa de juros Selic mostra-se bastante informativa sobre a trajetória do nível de preços, chegando a explicar 24.8% do comportamento futuro dessa variável. Esse resultado é consistente com o encontrado para os VARs irrestritos.

O *spread* apresenta altíssimo poder preditivo sobre o curso futuro do nível de preços, chegando a explicar 32.9% da variância deste, valor próximo ao atribuído à dinâmica do próprio nível de preços.

Os agregados monetários não apresentam poder preditivo relevante sobre a trajetória do nível de preços, com exceção de M1, que explica 12.8% do comportamento dessa variável, no VEC especificado com este agregado como medida de moeda.

VECS COM INSTRUMENTOS MONETÁRIOS EM TERMOS NOMINAIS

Tabela 23. Decomposição Percentual da Variância do Nível de Preços

Modelo	Lags	IGP	Pd Ind	SPR	M0	Selic	IGP	Pd Ind	SPR	M1	Selic	IGP	Pd Ind	SPR	M2	Selic
VEC	3	87.25	0.02	3.12	0.23	9.39	86.02	0.03	1.56	5.63	6.76	85.96	0.12	2.82	1.87	9.22
VEC	6	60.75	0.07	16.17	1.70	21.31	62.37	0.34	11.67	12.53	13.09	57.88	0.63	18.13	3.67	19.68
VEC	9	43.69	0.17	28.39	2.97	24.77	44.14	0.22	25.29	12.76	17.59	41.20	0.36	32.93	4.73	20.78

Tabela 24. Decomposição de Variância da Taxa de Juros Selic

Modelo	Lags	Pd Ind	IGP	SPR	M0	Selic	Pd Ind	IGP	SPR	M1	Selic	Pd Ind	IGP	SPR	M2	Selic
VEC	3	0.67	3.15	16.56	0.67	78.96	1.39	2.95	11.74	1.45	82.46	1.46	2.58	7.30	4.76	83.90
VEC	6	3.64	4.83	26.68	2.42	62.43	6.35	9.02	22.33	1.00	61.30	7.16	7.77	14.90	9.86	60.30
VEC	9	4.91	6.79	25.52	3.34	59.44	6.36	13.99	22.93	0.93	55.79	7.43	10.12	14.18	10.58	57.69

2) *Para a Taxa de Juros Selic (Tabela 24):*

O *spread* é bastante preditivo sobre o curso futuro da taxa de juros nominal, sendo capaz de explicar 25.5% do comportamento dessa variável no VEC especificado com M0.

O nível de preços contém informação relevante para explicar a dinâmica da taxa de juros, contribuindo com até 14% para os movimentos previstos para essa variável, no VEC especificado com M1.

Os agregados monetários não apresentam papel relevante em termos preditivos sobre a taxa de juros, com exceção de M2, que explica 10.6% da trajetória dessa variável, no VEC especificado com este agregado como medida de moeda.

Em suma, a taxa de juros mostrou-se bastante informativa sobre o curso futuro das variáveis reais). Em se tratando da inflação, (com a especificação mais complexa dos modelos, ie, incluindo *spread*), a taxa de juros apresentou significativo poder preditivo sobre a trajetória da inflação, o que indica que choques monetários têm sido efetivos em influenciar os movimentos futuros dos preços/ inflação.

Os choques externos também mostraram ter uma participação determinante sobre o curso da inflação e este componente não é controlável pelo Banco Central. No entanto, pela equação de previsão da taxa de juros, verificamos que a política monetária tem reagido intensivamente aos choques externos, dado que estes explicam grande parte dos movimentos futuros da taxa de juros, e esse resultado está de acordo com o encontrado por Minella (2001)

Mas isso pode não ser suficiente para conter o impacto desses choques sobre a inflação e talvez seja esta a maior razão pela qual houve o descumprimento das metas inflacionárias em 2001 e 2002.

Como afirmam Minella et. al (2002):

"..., in 2001 and 2002, several external and domestic shocks hit the Brazilian economy with significant impact on inflation. (...). The energy crisis, the desacceleration of world economy, the September 11 attacks to the United States, and the Argentine crisis generated strong pressure for the depreciation of the Real in 2001. (...). In 2002, the shocks included increased risk aversion in capital markets, and uncertainties

related to the future Brazilian macroeconomic policies under the upcoming government, leading to a new wave of depreciation.” (p. 6)

“ A naive analysis of the inflation-targeting regime in Brazil might say that this regime has not been successful in controlling inflation. (...), since mid-2001, 12-month inflation has been above the upper limit of the tolerance interval. Nevertheless, inflation outcomes are not a sufficient statistic to evaluate the performance of the Central Bank. (...), it is necessary to take into account the shocks that hit the economy.” (p. 15)

Portanto, a conclusão é de que a taxa de juros tem reagido intensivamente a choques externos, dado o alto poder de previsão dos choques ao *spread* sobre a trajetória da taxa de juros, e tem obtido resultados importantes em influenciar a trajetória da inflação, medidos pelo conteúdo informativo que a taxa Selic possui em explicar flutuações futuras da inflação.

CAPÍTULO 6: CONCLUSÕES

No presente trabalho, apresentamos uma extensa análise do poder preditivo da taxa de juros e da moeda sobre algumas medidas representativas da atividade econômica selecionadas e sobre a inflação.

Primeiramente, encontramos que a taxa de juros é consideravelmente mais informativa que a moeda, para três agregados monetários diferentes (M0, M1 e M2), sobre essas variáveis macroeconômicas, como é indicado pelo substancial poder explicativo da taxa de juros para prever os movimentos ou flutuações futuras dessas variáveis. Isso indica que a taxa de juros é um instrumento de política mais eficaz que os agregados monetários (e suas taxas de crescimento), porque esta consegue influenciar a trajetória das variáveis reais da atividade econômica e da inflação, garantindo, assim, a efetividade da política monetária no período recente. Em outras palavras, a taxa de juros está muito mais associada ao comportamento das variáveis macroeconômicas que a moeda, e essa relação sistemática encontrada entre as variáveis justifica que a política monetária seja exercida por meio da taxa de juros.

No entanto, encontramos que a moeda é bastante informativa sobre a trajetória futura da taxa de desemprego, e a taxa de juros não. Esse resultado é bastante contraintuitivo, dado que, como a taxa de juros é um importante fator determinante das trajetórias futuras de variáveis reais como produção industrial, também deveria ser do desemprego, já que este é consequência da estagnação da atividade econômica e do baixo crescimento da economia. Mas esse resultado altera-se substancialmente para as séries em 1ª diferença.

Neste caso, as variações da taxa de juros mostram melhor poder explicativo e as taxas de crescimento dos agregados monetários (considerados como variáveis de política superiores às correspondentes séries em níveis, por não estarem sujeitas ao problema de *base drift*) não apresentam nenhum papel relevante sobre as flutuações do desemprego. Além disso, a moeda (para as várias medidas) não apresenta conteúdo informativo algum sobre a trajetória dos preços ou inflação. Esse é um resultado extremamente desfavorável ao uso da moeda como instrumento de política monetária, principalmente no contexto atual de metas inflacionárias.

Encontramos também que choques monetários- medidos como choques positivos à taxa de juros- exercem papel significativo em termos de explicar os movimentos previstos para a inflação. Verificamos que, como choques ao *spread* têm alto conteúdo informativo sobre as flutuações da inflação, choques externos são altamente importantes para afetar o curso futuro da inflação. Por outro lado, a inflação tem poder explicativo relevante sobre a trajetória da taxa de juros, e isso indica que a política monetária tem sido bastante reativa aos choques inflacionários. Além disso, o *spread* também tem participação importante nos valores previstos para a taxa de juros e isso é indicação de que a política monetária vem reagindo intensivamente a choques externos e crises financeiras que geram pressões inflacionárias para o país.

No entanto, a parte da variância prevista da inflação que se deve aos choques externos é maior que a parte devida aos choques monetários. Isso pode indicar que a taxa de juros, apesar de ser efetiva em influenciar a trajetória da inflação, não consegue neutralizar os efeitos de choques externos sobre esta, dado que esses choques têm sido um forte componente determinante do comportamento dos preços/inflação. O fato de choques externos afetarem consideravelmente o curso futuro dos preços/inflação pode constituir-se num dos maiores desafios para a prática do regime de metas inflacionárias no Brasil atualmente.

Como neste trabalho, tratamos as equações de previsão da taxa de juros como a função de reação da autoridade monetária, mas não modelamos a economia (procedimento este que se constitui a característica principal da abordagem VAR, ie, de ser uma metodologia ateorética), uma sugestão de pesquisa futura seria comparar regras de política monetária, especificadas a partir de equações teóricas, com a taxa de juros ou com algum agregado monetário como instrumento de política e verificar qual dessa variáveis traz melhores resultados para a economia, seguindo a literatura que trata das funções de reação do Banco Central.

APÊNDICE: VARs com Instrumentos Monetários em Termos Reais

Com relação à análise do poder preditivo das variáveis de política sobre a atividade econômica e inflação, permanece a questão de como essas variáveis relacionam-se se considerarmos os valores dos instrumentos monetários (taxa de juros e moeda) em termos reais. Portanto, para retirar do poder preditivo da taxa de juros nominal Selic e dos agregados monetários o efeito atribuído ao nível de preços/inflação, estimamos o mesmo conjunto de modelos, considerando agora todas as variáveis em termos reais.

Faremos aqui uma breve explanação dos resultados dos testes de causalidade de Granger e das decomposições percentuais de variância encontrados para os modelos com instrumentos monetários em termos reais.

As séries utilizadas nesses modelos, além das séries já descritas anteriormente, foram:

- 1) Taxa de juros real: TXJR, calculada como a diferença entre a taxa de juros nominal Selic e a taxa de inflação (%) IGP-DI, ie, $TXJR = (i_{Selic} - \pi_{IGP-DI})$;
- 2) Taxa de inflação (%) IGP-DI, retirada do IPEADATA para o período de 1994:08-2002:12;
- 3) Agregados Monetários em termos reais:
 - 3.1) M0- base monetária- em termos reais: $M0R = \frac{M0}{P}$, onde P é o nível de preços, medido pelo IGP-DI;
 - 3.2) M1 em termos reais: $M1R = \frac{M1}{P}$;

$$3.3) M2 \text{ em termos reais: } M2R = \frac{M2}{P};$$

Para obtermos a escala original das medidas de moeda, multiplicamos os valores calculados por 100. As séries resultantes foram transformadas em *logs* dos seus respectivos níveis, com exceção da taxa de juros real e da taxa de inflação. O período considerado é o mesmo para os modelos anteriores: 1994:08-2202:12.

Primeiramente, devemos saber como se comportam as séries da taxa de juros real, da inflação ((%) IGP-DI) e dos agregados monetários em termos reais ao longo do tempo. Para isso, aplicamos os testes de raiz unitária sobre essas séries. Os resultados estão reportados na tabela abaixo:

VARIÁVEL	TESTE DP			TESTE ADF	
	MODELO/LAGS	1ª ETAPA	2ª ETAPA	MODELO/LAGS	T CALC.
TXJR	C/ cte/ 2	-4.93**	-1.92	C/tend e c/ cte/ 2	-4.32**
Inflação (%)	C/ cte/ 1	-4.81**	-3.66**	C/ cte/ 1	-4.22**
M0R	C/ cte/ 2	-7.15**	-1.17	C/ cte/ 6	-1.58
M1R	C/ cte/ 0	-8.04**	-1.56	C/ cte/ 4	-1.42
M2R	S/ cte/ 3	-2.91*	-0.01	C/ cte/ 4	-2.03

Na tabela, (*) indica 5% de significância e (**) indica 1% de significância.

Os testes indicam que podemos aceitar que os agregados monetários em termos reais apresentam uma raiz unitária, e devemos considerar a taxa de juros real e a inflação (% do IGP-DI) como séries estacionárias.

A1) Testes de Causalidade de Granger:

1) Para as variáveis reais da atividade econômica (Tabela E):

A taxa de juros real Granger-causeia até 6 das 8 variáveis reais selecionadas, na equação com M2R como regressor. São elas: a produção industrial, a utilização da capacidade, as vendas industriais, o rendimento do trabalho, a produção de bens de consumo duráveis e o capital fixo.

Os agregados monetários reais M0R e M1R Granger-causam 3 e 4 das 8 variáveis reais da atividade econômica, respectivamente. Temos que: M0R Granger-causeia a taxa de desemprego, o capital fixo e a produção de bens de consumo duráveis; e M1R

APÊNDICE

TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER

OBS.: Nas tabelas referentes aos testes de Granger, (*) indica a 5% de significância e (**) indica a 1% de significância.
 1) Testes de Causalidade de Granger para os Modelos com Instrumentos Monetários em Termos Reais:

SÉRIES EM NÍVEIS:

1) H0: A taxa de juros real/ a moeda real NÃO Granger-causa a variável real da atividade econômica/ a inflação:
Tabela E

Variável Real	TXJR	M0R	TXJR	M1R	TXJR	M2R
PROD	0.0002**	0.0924	0.0027**	0.1990	0.0000**	0.0026**
UTCAP	0.0002**	0.4691	0.0009**	0.8824	0.0000**	0.0064**
VENDR	0.0004**	0.1865	0.0021**	0.1126	0.0000**	0.0201*
TXD	0.3200	0.0377*	0.0877	0.0350*	0.8779	0.0009**
REND	0.0322*	0.0528	0.0469*	0.0064**	0.0182*	0.0702
HTRAB	0.0969	0.0906	0.0705	0.3671	0.4728	0.0003**
CAPFIX	0.2966	0.0411*	0.5357	0.0500*	0.0328*	0.0000**
CONSD	0.0001**	0.0006**	0.0008**	0.0081**	0.0019**	0.0011**
Inflação	0.0542*	0.5632	0.0870	0.2881	0.0476*	0.3590

2) H0: A variável real da atividade econômica/ a inflação NÃO Granger-causa a taxa de juros real/ a moeda real:
Tabela F

Variável Real	TXJR	M0R	TXJR	M1R	TXJR	M2R
PROD	0.4793	0.2267	0.7222	0.9958	0.1192	0.1290
UTCAP	0.8082	0.4769	0.7496	0.9704	0.7912	0.9412
VENDR	0.0903	0.9888	0.1406	0.9750	0.0941	0.3995
TXD	0.9514	0.0306*	0.9343	0.3753	0.5353	0.6086
REND	0.0952	0.0055**	0.1849	0.9838	0.0687	0.7785
HTRAB	0.9015	0.3108	0.9167	0.7876	0.8726	0.2522
CAPFIX	0.8169	0.1881	0.8825	0.7822	0.7668	0.0851
CONSD	0.9295	0.8268	0.8222	0.9258	0.6623	0.2784
Inflação	0.0149*	0.1052	0.0747	0.1253	0.0259*	0.2490

Granger-cause a taxa de desemprego, o rendimento do trabalho, o capital fixo e a produção de bens de consumo duráveis.

Especificamente, M2R Granger-cause 7 das 8 variáveis reais selecionadas, ultrapassando a *performance* preditiva da taxa de juros real neste caso.

Os testes para a *causalidade inversa* indicam que (*Tabela F*):

A taxa de juros real não é Granger-causada por nenhuma das variáveis reais da atividade econômica, ou seja, é exógena com relação a estas.

Os agregados monetários M1R e M2R não são Granger-causados pelas variáveis da atividade econômica e, assim como a taxa de juros real, podem ser considerados exógenos com relação a esta. Já M0R é Granger-causado pela taxa de desemprego e pelo rendimento do trabalho.

2) *Para as taxas de crescimento das variáveis reais da atividade econômica (Tabela G):*

Para todos os casos, a taxa de juros real (que é estacionária) Granger-cause as taxas de crescimento de 6 das 8 variáveis reais selecionadas. Mais precisamente, a taxa de juros real Granger-cause as taxas de crescimento da produção industrial, da utilização da capacidade, das vendas industriais, do rendimento do trabalho, das horas trabalhadas e da produção de bens de consumo duráveis.

As taxas de crescimento dos agregados monetários em termos reais Granger-causam entre 3 e 4 das 8 taxas de crescimento das variáveis reais. Especificamente, a taxa de crescimento de M0R Granger-cause a taxa de crescimento da produção industrial, das vendas industriais e das horas trabalhadas. A taxa de crescimento de M1R Granger-cause as taxas de crescimento da produção industrial, das vendas industriais, do rendimento do trabalho e do capital fixo. Por fim, a taxa de crescimento de M2R Granger-cause as taxas de crescimento do rendimento do trabalho, das horas trabalhadas e do capital fixo.

Os testes para *causalidade inversa* indicam que (*Tabela H*):

A taxa de juros real não é Granger-causada por nenhuma das taxas de crescimento das 8 variáveis da atividade econômica, ou seja, é exógena com relação a estas.

SÉRIES EM 1^{as} DIFERENÇAS

1) H0: A taxa de juros real/ a taxa de crescimento da moeda real NÃO Granger-causa a taxa de crescimento da variável real da atividade econômica/ a inflação.

Tabela G

Variável Real	TXJR	DM0R	TXJR	DM1R	TXJR	DM2R
DPROD	0.0106*	0.0319*	0.0145*	0.0237*	0.0072**	0.1131
DUTCAP	0.0016**	0.2232	0.0017**	0.1056	0.0019**	0.2407
DVENDR	0.0015**	0.0446*	0.0024**	0.0083**	0.0025**	0.1969
DTXD	0.2331	0.8818	0.2012	0.4537	0.4006	0.8816
DREND	0.0067**	0.1026	0.0053**	0.0058**	0.0319*	0.0469*
DHTRAB	0.0023**	0.0353*	0.0056**	0.1176	0.0005**	0.0061**
DCAPFIX	0.6792	0.1692	0.7615	0.0153*	0.2693	0.0042**
DCONSD	0.0063**	0.5329	0.0074**	0.4948	0.0082**	0.3512
Inflação	0.4831	0.5425	0.6702	0.2432	0.4010	0.4138

2) H0: A taxa de crescimento da variável real da atividade econômica/ a inflação NÃO Granger-causa a taxa de juros real/ a taxa de crescimento da moeda real.

Tabela H

Variável Real	TXJR	DM0R	TXJR	DM1R	TXJR	DM2R
DPROD	0.7249	0.2523	0.8823	0.9654	0.6825	0.0544
DUTCAP	0.0721	0.6070	0.1069	0.6467	0.1202	0.1388
DVENDR	0.3356	0.0761	0.4178	0.1184	0.4379	0.4762
DTXD	0.5119	0.0160*	0.7378	0.4504	0.6816	0.7996
DREND	0.3732	0.0043**	0.3132	0.6439	0.4058	0.5019
DHTRAB	0.8821	0.2582	0.8624	0.9365	0.6956	0.0646
DCAPFIX	0.3707	0.3045	0.4687	0.7439	0.3115	0.0401*
DCONSD	0.9265	0.4528	0.8358	0.6190	0.6585	0.1169
Inflação	0.0224*	0.4677	0.0133*	0.5965	0.0105*	0.6279

Os resultados para as taxas de crescimento dos agregados monetários são os seguintes: i) A taxa de crescimento de M0R é Granger-causada pelas taxas de crescimento do desemprego e do rendimento do trabalho; ii) A taxa de crescimento de M1R é exógena com relação às taxas de crescimento das 8 variáveis reais da atividade econômica; iii) A taxa de crescimento de M2R somente é Granger-causada pela taxa de crescimento do capital fixo, sendo exógena com relação às outras 7 variáveis reais.

3) *Inflação (Tabela E- séries não-estacionárias em níveis):*

A taxa de juros real Granger-causa a inflação em 2 das 3 equações de previsão dessa variável, com M0R e M2R como medidas de moeda. Os agregados monetários não Granger-causam a inflação para nenhum dos casos.

Para a *causalidade inversa (Tabela F)*, temos que:

A inflação Granger-causa a taxa de juros real em 2 das 3 equações de previsão estimadas para essa variável. A inflação não Granger-causa nenhum dos 3 agregados monetários aqui considerados.

4) *Inflação (Tabela G-séries não-estacionárias em 1^{as} diferenças):*

A taxa de juros real não Granger-causa a inflação nas 3 equações de previsão estimadas para essa variável. As taxas de crescimento dos agregados monetários reais não Granger-causam a inflação.

Para a *causalidade inversa (Tabela H)*, encontramos que:

A inflação Granger-causa a taxa de juros real nos três casos considerados: a taxa de juros real é Granger-causada pela inflação, mais especificamente, a previsão da taxa de juros real feita com base nas informações passadas da inflação é mais precisa do que a previsão que não considera a inflação passada, mantidas as demais informações. A inflação não Granger-causa as taxas de crescimento de nenhum dos agregados monetários estudados.

A taxa de juros real tem alto poder informativo sobre as variáveis reais da atividade econômica, dado o resultado de que esta Granger-causa 6 das 8 variáveis selecionadas, além do que se mostrou exógena em relação às mesmas. Esse resultado é

consistente com a evidência de que altas taxas de juros reais têm grande poder de afetar negativamente o nível de atividade econômica, provocando forte contração nesta e baixo crescimento econômico, já que a taxa de juros real possui alto poder de prever o curso futuro da maior parte das variáveis reais selecionadas.

Por outro lado, encontramos que a inflação Granger-cause a taxa de juros real em todos os casos considerados, mas a taxa de juros real, por sua vez, só Granger-cause a inflação para os casos em que os testes de Granger são aplicados a equações com todas as séries em níveis. Mas esse resultado é de menor importância para a questão aqui estudada, tendo em vista que o Banco Central não pode controlar a taxa de juros real e, portanto, esta não pode ser utilizada como instrumento de política monetária.

A2) Decomposições Percentuais de Variância dos VARs Irrestritos:

Os resultados das estimações dos VARs com instrumentos monetários em termos reais foram surpreendentes. As tabelas mostram que há indicações de que a taxa de juros real tem forte impacto sobre a atividade econômica, representada pelas variáveis macroeconômicas reais selecionadas.

Reportamos aqui os resultados para os VARs estimados com as séries $I(0)$ e $I(1)$ como regressores, para termos uma indicação dos efeitos da taxa de juros real sobre o nível das séries da atividade econômica. No entanto, cabe mencionar que os VARs irrestritos especificados mais adequadamente devem incluir a taxa de juros real e a taxa de inflação em nível (pois são séries estacionárias) juntamente com a 1ª diferença das medidas de atividade econômica e dos agregados monetários, por estas serem séries integradas de ordem $I(1)$ ²⁵.

²⁵ Uma questão correlata que deve levar em conta as propriedades desses modelos especificados com regressores de ordem de integração $I(0)$ e $I(1)$ diz respeito à análise de cointegração. Não procedemos a esta análise para os modelos com instrumentos monetários em termos reais, porque estes envolvem séries com ordem de integração diferentes. De fato, a análise de cointegração tradicional requer que todas as séries sejam integradas de ordem $I(1)$. Portanto, esses modelos violam a condição necessária à aplicação dos testes de Johansen nos moldes padrão.

1) Para a Produção Industrial (Tabela 25):

A taxa de juros real é extremamente informativa sobre a trajetória futura dessa variável, chegando a explicar 40.3% do comportamento da produção industrial.

Os agregados monetários em termos reais não apresentam poder preditivo importante, comparando-se ao da taxa de juros real, com algum destaque para M1R, que explica 13.3% da trajetória dessa variável.

Considerando-se as séries não estacionárias em 1ª diferença, permanece a dominância da taxa de juros real, mesmo que em menor magnitude que a encontrada para os modelos com séries em níveis.

2) Para a Utilização da Capacidade Instalada-Indústria (Tabela 26):

A taxa de juros real apresenta altíssimo poder preditivo sobre essa variável, chegando a prever 45.4% da trajetória futura da utilização da capacidade e ultrapassando o valor devido à dinâmica da própria variável.

Os agregados monetários não possuem poder preditivo relevante (em termos absolutos), pois não explicam mais que 4.1% do comportamento dessa variável.

Para as séries não estacionárias em 1ªs diferenças, permanece a dominância da taxa de juros real (cujas variações chegam a explicar 11.5% da trajetória da taxa de crescimento da utilização da capacidade)-ainda que em menor magnitude que a encontrada para o nível dessa série- mas, de longe, mais preditiva que as outras variáveis.

3) Para as Vendas Industriais Reais (Tabela 27):

A taxa de juros real é extremamente preditiva sobre o curso futuro dessa variável, chegando a explicar 33.5% dos movimentos previstos para as vendas.

Os agregados monetários reais não apresentam conteúdo informativo relevante sobre a trajetória futura dessa variável, com algum destaque para M1R.

Com relação às séries não estacionárias em 1ªs diferenças, a taxa de juros real mantém a dominância em termos de previsão, mas vale destacar que a taxa de crescimento de M1R também tem conteúdo relevante sobre as flutuações das vendas.

DECOMPOSIÇÕES PERCENTUAIS DE VARIÂNCIA DAS VARIÁVEIS REAIS DA ATIVIDADE ECONÔMICA; DA INFLAÇÃO E DA TAXA DE JUROS REAL.

ABORDAGEM TRADICIONAL DOS VARS IRRESTRICTOS

MODELOS INCLUINDO INSTRUMENTOS MONETÁRIOS EM TERMOS REAIS:

Tabela 25. Decomposição Percentual da Variância da Produção Industrial

Modelo	Lags	Prod.Ind	Inflação	MOR	TXJR	Prod.Ind	Inflação	M1R	TXJR	Prod.Ind	Inflação	M2R	TXJR
Nível	3	78.05	0.02	5.16	16.77	80.25	0.16	5.71	13.87	73.18	0.00	9.39	17.43
Nível	6	59.24	4.38	5.33	31.04	62.30	3.13	10.48	24.09	58.59	3.19	6.48	31.73
Nível	9	47.56	7.39	4.72	40.32	51.54	4.38	13.30	30.78	47.31	7.12	5.38	40.19
1ª dif.	3	91.77	0.07	2.31	5.86	91.68	0.29	2.53	5.49	92.42	0.40	1.82	5.36
1ª dif.	6	91.39	0.20	2.37	6.03	91.02	0.82	2.45	5.71	87.60	1.90	3.98	6.52
1ª dif.	9	91.29	0.21	2.37	6.13	90.93	0.83	2.45	5.78	86.90	1.99	4.46	6.65

Tabela 26. Decomposição Percentual da Variância da Utilização da Capacidade Instalada – Indústria

Modelo	Lags	Utiliz.Cap.	Inflação	MOR	TXJR	Utiliz.Cap.	Inflação	M1R	TXJR	Utiliz.Cap.	Inflação	M2R	TXJR
Nível	3	84.83	0.97	0.81	13.39	85.95	0.98	0.70	12.37	77.55	0.98	4.58	16.89
Nível	6	64.91	7.22	0.83	27.04	67.25	7.29	2.22	23.24	53.58	7.93	3.33	35.16
Nível	9	54.50	9.55	0.82	35.13	58.04	9.06	4.04	28.86	41.11	10.87	2.60	45.42
1ª dif.	3	87.11	0.56	1.18	11.15	87.12	0.48	1.65	10.74	86.76	0.49	2.68	10.07
1ª dif.	6	85.53	1.90	1.20	11.36	84.66	2.20	2.11	11.03	84.50	2.62	2.74	10.14
1ª dif.	9	85.39	1.92	1.23	11.47	84.57	2.21	2.11	11.11	84.34	2.69	2.77	10.20

Tabela 27. Decomposição Percentual da Variância das Vendas Reais- Indústria

Modelo	Lags	Vendas	Inflação	MOR	TXJR	Vendas	Inflação	M1R	TXJR	Vendas	Inflação	M2R	TXJR
Nível	3	86.98	0.76	1.52	10.74	86.18	0.70	4.40	8.72	84.70	0.88	1.76	12.66
Nível	6	75.91	0.93	1.63	21.53	76.03	0.99	5.47	17.51	73.71	0.69	0.96	24.64
Nível	9	67.57	0.95	1.40	30.08	68.23	1.04	6.13	24.60	65.00	0.44	1.05	33.51
1ª dif.	3	85.00	0.96	3.17	10.87	83.02	1.36	6.43	9.19	86.14	1.41	2.54	9.91
1ª dif.	6	84.53	1.25	3.18	11.04	82.71	1.51	6.41	9.37	85.30	1.92	2.78	10.00
1ª dif.	9	84.41	1.25	3.18	11.17	82.60	1.52	6.41	9.47	85.21	1.93	2.81	10.05

4) Para a Taxa de Desemprego Aberto (Tabela 28):

A taxa de juros real não apresenta poder preditivo relevante sobre essa variável. O valor atribuído à taxa de juros real contribui com apenas 3%, em média, para a variância do desemprego.

Os agregados monetários reais mostram-se mais importantes para explicar a trajetória futura do desemprego, com destaque para M2R, que explica 15,4% do comportamento dessa variável.

Para as séries não estacionárias em 1^{as} diferenças, todas as variáveis do modelo, que não a própria taxa de desemprego, não têm papel relevante para explicar sua taxa de crescimento.

4) Para o Rendimento Real do Trabalho Principal (Tabela 29):

Os resultados não são conclusivos com relação aos instrumentos monetários em termos reais.

No modelo que inclui M2R como medida de moeda, a taxa de juros real chega a prever 10.8% do curso futuro do rendimento, mas em geral, seu poder preditivo é baixo com relação a esta variável.

M1R chega a explicar 17.8% da trajetória futura do rendimento, mas a moeda, em geral, também apresenta baixo poder preditivo sobre essa variável (e de magnitude bastante próxima ao da taxa de juros real).

A taxa de inflação prevalece sobre os instrumentos monetários reais em termos de previsão sobre o comportamento do rendimento, explicando entre 17.2% e 21.6% dos movimentos previstos para essa variável.

Para as séries não estacionárias em 1^{as} diferenças, a inflação ainda domina em termos de previsão, mas a moeda real e a taxa de juros real, em conjunto, ultrapassam o poder explicativo da inflação sobre o rendimento.

6) Para as Horas Trabalhadas na Indústria (Tabela 30):

A taxa de juros real é bastante preditiva sobre essa variável, chegando a explicar 22.2% de sua trajetória futura dessa variável.

Tabela 28. Decomposição Percentual da Variância da Taxa de Desemprego Aberto- RMs

Modelo	Lags	Desemp.	Inflação	MOR	TXJR	Desemp.	Inflação	M1R	TXJR	Desemp.	Inflação	M2R	TXJR
Nível	3	98.05	0.90	0.69	0.36	96.04	1.65	0.47	1.84	97.64	0.36	1.97	0.03
Nível	6	86.40	4.66	6.79	2.15	89.47	2.69	2.16	5.68	86.08	5.31	8.57	0.03
Nível	9	74.98	7.31	14.81	2.90	84.47	2.76	4.55	8.22	70.75	13.59	15.37	0.29
1ª dif.	3	97.94	0.85	0.09	1.12	97.35	0.56	0.88	1.21	97.80	1.07	0.26	0.87
1ª dif.	6	96.16	1.61	0.12	2.11	94.74	1.55	1.36	2.35	95.68	2.34	0.42	1.56
1ª dif.	9	95.65	1.62	0.15	2.58	94.26	1.54	1.36	2.84	95.12	2.42	0.53	1.92

Tabela 29. Decomposição Percentual da Variância do Rendimento Real do Trabalho Principal- RMs:

Modelo	Lags	Rendimento	Inflação	MOR	TXJR	Rendimento	Inflação	M1R	TXJR	Rendimento	Inflação	M2R	TXJR
Nível	3	87.95	6.42	0.95	4.68	85.80	6.75	4.46	2.99	87.30	6.37	1.06	5.27
Nível	6	73.02	18.34	2.09	6.55	68.63	17.56	11.24	2.57	74.37	16.31	0.57	8.75
Nível	9	67.05	21.59	3.84	7.52	61.70	18.63	17.35	2.32	71.46	17.20	0.59	10.75
1ª dif.	3	89.25	2.87	3.31	4.57	82.22	6.07	7.37	4.34	86.25	5.54	4.20	4.01
1ª dif.	6	84.06	5.38	4.15	6.41	78.70	8.00	7.20	6.10	81.03	8.12	5.35	5.50
1ª dif.	9	82.37	5.67	4.21	7.75	77.24	8.15	7.07	7.54	79.30	8.40	5.84	6.46

Tabela 30. Decomposição Percentual da Variância das Horas Trabalhadas- Indústria

Modelo	Lags	Hs.Trabs.	Inflação	MOR	TXJR	Hs.Trabs.	Inflação	M1R	TXJR	Hs.Trabs.	Inflação	M2R	TXJR
Nível	3	91.42	1.49	1.63	5.46	91.66	0.71	2.10	5.53	89.10	0.82	7.20	2.88
Nível	6	76.00	9.02	1.23	13.75	75.00	6.97	2.90	15.12	84.50	4.88	6.19	4.43
Nível	9	64.32	15.05	1.71	18.92	63.63	11.44	2.77	22.16	72.40	14.92	6.52	6.16
1ª dif.	3	93.66	1.02	2.01	3.31	94.50	0.50	2.19	2.81	91.54	0.62	4.52	3.32
1ª dif.	6	93.14	0.99	2.11	3.76	93.88	0.65	2.19	3.28	91.09	0.67	4.57	3.67
1ª dif.	9	92.85	0.99	2.12	4.04	93.64	0.65	2.19	3.52	90.83	0.68	4.61	3.87

Os agregados monetários reais não apresentam conteúdo informativo relevante sobre as horas trabalhadas na indústria, mas M2R possui algum poder explicativo relevante, que ultrapassa o da taxa de juros real, nesse caso.

A inflação é importante em termos de previsão para os modelos com séries em níveis, explicando entre 11.5% e 15.1% da trajetória futura dessa variável.

Se consideradas as séries não estacionárias em 1^{as} diferenças, a taxa de juros real tende a dominar as taxas de crescimento da moeda (para várias medidas), mas esses valores não são significantes se comparados com a informação contida na dinâmica da própria variável. A inflação não apresenta seu conteúdo informativo sobre o comportamento da taxa de crescimento das horas trabalhadas.

7) Para o Capital Fixo- Formação Bruta (Tabela 31):

A taxa de juros real não apresenta papel importante para explicar os movimentos futuros do capital fixo. Esse é um resultado bastante contra-intuitivo, já que esperava-se que o investimento (medido como capital fixo- formação bruta) estivesse fortemente relacionado ao comportamento da taxa de juros real.

Os agregados monetários reais também são pouco informativos sobre o comportamento dessa variável, com exceção de M2R, que apresenta poder preditivo relevante.

A inflação supera os instrumentos monetários reais em termos de previsão sobre o capital fixo, explicando até 20.4% de sua trajetória.

Para as séries não estacionárias em 1^{as} diferenças, a taxa de juros real não tem participação alguma sobre o crescimento do capital fixo. A inflação e a taxa de crescimento da moeda dividem parcelas pouco significativas de conteúdo informativo, com exceção da taxa de crescimento de M2R, que apresenta algum poder preditivo relevante sobre a taxa de crescimento dessa variável.

8) Para a Produção de Bens de Consumo Duráveis (Tabela 32):

A taxa de juros real possui altíssimo poder preditivo sobre a trajetória futura dessa variável, chegando a explicar até 32.9% do comportamento da produção dos bens de consumo duráveis.

Tabela 31. Decomposição Percentual da Variância do Capital Fixo- Formação Bruta

Modelo	Lags	Cap.Fixo	Inflação	MOR	TXJR	Cap. Fixo	Inflação	M1R	TXJR	Cap. Fixo	Inflação	M2R	TXJR
Nível	3	90.68	5.38	2.11	1.83	88.61	5.76	4.04	1.59	77.72	7.34	14.14	0.80
Nível	6	85.27	9.69	1.84	3.20	81.89	11.38	3.51	3.22	70.75	17.96	10.49	0.80
Nível	9	80.96	11.40	2.27	5.37	76.73	14.53	2.97	5.77	67.03	20.40	11.07	1.49
1ª dif.	3	95.94	2.34	1.34	0.38	95.00	2.40	2.41	0.19	88.84	2.89	7.74	0.53
1ª dif.	6	95.90	2.38	1.34	0.38	94.40	2.58	2.83	0.19	88.82	2.96	7.68	0.54
1ª dif.	9	95.89	2.38	1.34	0.39	94.38	2.59	2.84	0.19	88.81	2.97	7.68	0.54

Tabela 32. Decomposição Percentual da Variância da Produção dos Bens de Consumo Duráveis

Modelo	Lags	BCD	Inflação	MOR	TXJR	BCD	Inflação	M1R	TXJR	BCD	Inflação	M2R	TXJR
Nível	3	83.86	1.57	1.13	13.44	86.35	1.36	0.19	12.10	87.91	1.81	1.70	8.58
Nível	6	64.12	1.13	8.50	26.25	71.86	1.25	0.85	26.04	80.32	1.71	2.60	15.37
Nível	9	53.41	1.29	15.07	30.23	63.43	1.74	1.98	32.85	70.24	3.02	5.91	20.83
1ª dif.	3	88.28	1.83	0.16	9.73	88.69	1.68	0.56	9.07	87.62	1.80	1.99	8.59
1ª dif.	6	87.78	2.32	0.16	9.74	88.04	2.33	0.57	9.06	86.65	2.49	2.32	8.54
1ª dif.	9	87.76	2.34	0.16	9.74	88.03	2.34	0.57	9.06	86.63	2.50	2.32	8.54

Os agregados monetários reais não são relevantes em termos de previsão sobre essa variável, com exceção de M0R, que chega a explicar 15.1% da variância dos BCD, mas, mesmo assim, esse valor só equivale à metade do valor atribuído à taxa de juros real.

Para as séries não estacionárias em 1^{as} diferenças, a taxa de juros real predomina em termos de conteúdo explicativo sobre a taxa de crescimento dos BCD. A moeda e a inflação são irrelevantes em termos preditivos para o curso futuro dessa variável.

9) Inflação (Tabela 33):

Os instrumentos monetários reais, seja a taxa de juros real, seja a moeda em termos reais, não apresentam poder preditivo relevante sobre a trajetória da inflação. Estes não chegam a explicar mais que 4.7% do comportamento dessa variável. Os movimentos futuros da inflação devem-se à evolução de sua própria dinâmica.

10) Taxa de Juros Real (Tabela 34):

Os agregados monetários reais não são relevantes para explicar os movimentos previstos para a taxa de juros real.

A inflação tem importante participação em termos de previsão sobre a trajetória futura da taxa de juros real, chegando a ser responsável por 18.4% do comportamento dessa variável no modelo que inclui a taxa de crescimento de M0R como medida de moeda.

A3) Testes de Causalidade de Granger para as equações com *Spread*:

1) Inflação (Tabela J- causalidade direta- séries não-estacionárias em níveis)

A taxa de juros real não Granger-cause a inflação nas 3 equações de previsão dessa variável, incluindo M0R, M1R e M2R, alternativamente, como regressores). Os agregados monetários reais não Granger-causam a inflação. O *spread* Granger-cause a inflação nas 3 equações de previsão estimadas para essa variável.

Tabela 33. Decomposição Percentual da Variância do Nível de Preços/ Inflação

Modelo	Lags	Inflação	Pd. Ind.	MOR	TXJR	Inflação	Pd. Ind.	M1R	TXJR	Inflação	Pd. Ind.	M2R	TXJR
Nível	3	94.64	0.75	0.53	4.08	92.65	0.87	3.64	2.84	94.13	1.24	0.67	3.96
Nível	6	91.87	3.07	1.03	4.03	89.85	3.04	3.91	3.20	89.18	5.65	1.48	3.69
Nível	9	89.95	3.98	2.13	3.94	87.54	4.53	4.62	3.31	83.55	8.33	4.65	3.47
1ª dif.	3	96.29	1.42	1.23	1.06	95.48	1.60	2.19	0.73	94.55	2.66	1.62	1.17
1ª dif.	6	95.83	1.41	1.57	1.19	95.36	1.57	2.28	0.79	94.30	2.62	1.70	1.38
1ª dif.	9	95.76	1.41	1.58	1.25	95.35	1.57	2.27	0.81	94.24	2.62	1.70	1.44

Tabela 34. Decomposição Percentual da Variância da Taxa de Juros Real

Modelo	Lags	Prod. Ind	Inflação	MOR	TXJR	Prod. Ind.	Inflação	M1R	TXJR	Prod. Ind.	Inflação	M2R	TXJR
Nível	3	0.26	11.40	0.44	87.90	0.25	8.18	4.14	87.42	1.74	11.55	1.18	85.53
Nível	6	1.38	13.93	0.84	83.84	0.93	9.84	5.99	83.24	4.88	13.87	1.29	79.96
Nível	9	1.43	15.53	1.69	81.35	0.95	10.24	8.21	80.61	6.81	15.25	1.92	76.02
1ª dif.	3	0.06	6.52	1.20	92.22	0.01	5.43	2.02	92.54	0.02	5.12	1.70	93.16
1ª dif.	6	0.37	13.79	1.53	84.30	0.15	12.77	1.96	85.11	0.19	11.41	2.09	86.32
1ª dif.	9	0.51	18.34	1.50	79.65	0.24	17.29	2.18	80.29	0.18	14.99	3.09	81.74

Os testes de *causalidade inversa* indicam que (*Tabela J- séries não estacionárias em níveis*):

A inflação Granger-cause a taxa de juros real nos três casos estudados. A inflação não Granger-cause nenhum dos 3 agregados monetários. A inflação somente Granger-cause o *spread* para a equação de previsão deste que inclui M2R como regressor.

2) *Inflação (Tabela J-causalidade direta- séries não estacionárias em 1^{as} diferenças)*:

A taxa de juros real, as taxas de crescimento dos agregados monetários reais e as variações do *spread* não Granger-causam a inflação.

Por outro lado, os testes de *causalidade inversa (Tabela J- séries não estacionárias em 1^{as} diferenças)* indicam que:

A inflação Granger-cause a taxa de juros real nas 3 equações de previsão desta. A inflação Granger-cause as variações do *spread* nos três casos estudados. A inflação não Granger-cause as taxas de crescimento dos agregados monetários reais.

Os resultados indicam uma forte interação entre a taxa de juros real e a inflação, em termos de uma dessas variáveis ser importante fonte de informações sobre o curso da outra. Mais especificamente, encontramos que os valores passados da inflação trazem informações adicionais importantes que melhoram a acurácia da previsão da trajetória da taxa de juros real, no entanto, a taxa de juros real não ajuda a prever a inflação. De qualquer forma, por ser uma variável que o Banco Central não pode controlar, a taxa de juros real não é bom candidato a ser instrumento de política monetária.

Além disso, a inflação possui alto poder preditivo sobre o *spread*, o que indica que é uma variável importante para determinar o comportamento futuro do prêmio de risco do país. O *spread* em nível possui conteúdo informativo relevante sobre o curso futuro da inflação, o que indica que o prêmio de risco do país afeta a trajetória da inflação doméstica.

Os agregados monetários não são informativos sobre a inflação, estejam todas as séries em níveis, ou as séries não estacionárias em 1^{as} diferenças. Por outro lado, a inflação não possui poder de prever a trajetória dos agregados monetários reais, ou suas

MODELOS COM INSTRUMENTOS MONETÁRIOS EM TERMOS REAIS E INCLUINDO SPREAD (PRÊMIO DE RISCO DO PAÍS)

1) Testes de Causalidade de Granger para os Modelos com instrumentos monetários em termos reais.

1.1) Causalidade Direta: A taxa de juros real/ a taxa de crescimento da moeda real/ do spread NÃO Granger-causam a inflação.

1.2) Causalidade Inversa: A inflação NÃO Granger-causa a taxa de juros real/ a taxa de crescimento da moeda real/ do spread.

Tabela J

Modelo	Variável	Lags	Causalidade Direta								
			TXJR	MOR	SPR	TXJR	M1R	SPR	TXJR	M2R	SPR
Nível 1ª dif.	Inflação	3	0.0720	0.8799	0.0090**	0.2148	0.3447	0.0054**	0.1019	0.6965	0.0106*
	Inflação	2	0.2512	0.4964	0.0818	0.4198	0.1601	0.0968	0.2850	0.6587	0.1484
Modelo Nível 1ª dif.	Inflação	Lags	Causalidade Inversa			TXJR	M1R	SPR	TXJR	M2R	SPR
			MOR								
			0.4201	0.0513	0.0078**						
		2	0.0087**	0.4335	0.0027**	0.0370*	0.7748	0.0029**	0.0349*	0.9697	0.0024**

taxas de crescimento. Isso revela uma completa desassociação entre a moeda (em termos reais) e a inflação, e esse resultado é consistente com o já encontrado para os modelos com instrumentos monetários em termos nominais.

A4) Decomposições de Variância para Modelos com *Spread*:

1) Para a Inflação (Tabela 35):

Em contraste com o resultado da tabela 33, a taxa de juros real mostra conteúdo informativo relevante sobre a inflação, correspondente a entre 7 e 8.5% da variância desta, diferentemente do caso em que, na equação da inflação, o *spread* não entra como regressor. A taxa de juros real apresenta poder preditivo menor que o do *spread* sobre a trajetória da inflação. Já o *spread* é bastante preditivo sobre a inflação, chegando a explicar 14% do comportamento futuro dessa variável.

Os agregados monetários não têm participação muito relevante em termos de previsão sobre a trajetória da inflação.

Para as séries não estacionárias em 1ªs diferenças, choques ao *spread* continuam informativos sobre a trajetória da inflação, mas com poder preditivo em menor magnitude que o dessa série em nível. A taxa de juros real não se mostra muito relevante para explicar a trajetória da inflação, e as taxas de crescimento dos agregados monetários em termos reais não possuem conteúdo informativo algum sobre o curso da inflação.

2) Para a Taxa de Juros Real (Tabela 36):

O *spread* e os agregados monetários reais não apresentam, em geral, poder preditivo significativo sobre as variações na taxa de juros real.

A inflação é extremamente informativa sobre essa variável, chegando a explicar 30.7% da trajetória futura da taxa de juros real, no modelo com séries em níveis e MOR como medida de moeda. Para as séries não estacionárias em 1ªs diferenças, a conclusão é a mesma que para as séries em níveis

Realizar as estimações dos VARs com instrumentos monetários em termos reais indicou que a taxa de juros real afeta fortemente o nível de atividade econômica do

país, mas esta questão está fora de discussão porque o Banco Central não tem o poder de controlar essa variável ou utiliza-la como instrumento de política.

No entanto, Blinder (2001) afirma que: *"The interest-sensitive components of aggregate demand react mainly to the real long rate while the Central Bank controls only the nominal short rate. In other words, the interest rate that the Central Bank can control doesn't matter (much), and the rates that really matter cannot be controlled."* (p. 30)

Então, o autor sugere que o Banco Central estime uma taxa de juros real neutra sistematicamente (um intervalo seria mais conveniente que uma estimativa pontual) e use essa estimativa como ponto inicial (marco zero) na sua escala de política monetária. Uma taxa de juros mais alta constituiria-se em política monetária apertada; uma taxa de juros real mais baixa se constituiria em política monetária expansiva. Para ele, neutralidade é a única política viável a ser praticada a longo prazo.

Blinder (2001) sugere ainda que um método para calcular essa taxa de juros real neutra é computar a taxa de juros real média *ex-post* para um longo período de tempo: a idéia é que as defasagens da taxa de juros real realizada tragam toda a informação possível, que os fenômenos transitórios sejam neutralizados e os choques aleatórios atinjam média zero para longos períodos de tempo.

No entanto, o autor coloca que:

"The choice of the zero point to define 'neutral' monetary policy is still unresolved. I have suggested using an estimated neutral real rate of interest, defined as the real short rate that is consistent with constant inflation, as the dividing line between 'tight' and 'loose' monetary policy. Neither the scholarly nor the practical jury has yet had enough time to consider and rule on this proposal. But I believe in market testes and am willing to wait for the verdict." (p.50-51)

DECOMPOSIÇÕES PERCENTUAIS DA VARIÂNCIA DA INFLAÇÃO E DA TAXA DE JUROS REAL.

VARS IRRESTRITOS COM INSTRUMENTOS MONETÁRIOS EM TERMOS REAIS:

Tabela 35. Decomposição Percentual da Variância da Inflação

Modelo	Lags	Inflação	Pd Ind.	SPR	MOR	TXJR	Inflação	Pd Ind.	SPR	M1R	TXJR	Inflação	Pd Ind.	SPR	M2R	TXJR
Nível	3	85.38	0.84	5.24	0.03	8.51	83.14	0.60	5.09	4.19	6.98	84.90	1.59	4.22	1.60	7.70
Nível	6	78.18	2.07	10.19	1.03	8.53	76.35	1.91	10.16	4.20	7.38	77.31	3.21	9.69	2.08	7.71
Nível	9	73.69	2.46	13.20	2.15	8.50	71.75	2.22	13.94	5.01	7.08	71.15	4.04	13.08	4.01	7.72
1ª dif.	3	89.65	1.42	5.25	1.02	2.66	89.54	1.38	4.57	2.49	2.02	90.28	2.29	4.29	0.69	2.45
1ª dif.	6	86.83	1.40	6.88	1.26	3.63	87.12	1.47	6.03	2.62	2.76	87.74	2.42	5.73	0.80	3.31
1ª dif.	9	86.72	1.40	6.87	1.26	3.75	87.03	1.47	6.02	2.61	2.87	87.65	2.42	5.73	0.81	3.39

Tabela 36. Decomposição Percentual da Variância da Taxa de Juros Real

Modelo	Lags	Pd Ind	Inflação	SPR	MOR	TXJR	Pd Ind	Inflação	SPR	M1R	TXJR	Pd Ind	Inflação	SPR	M2R	TXJR
Nível	3	0.12	19.71	0.46	0.15	79.56	0.14	15.92	0.47	5.13	78.34	0.28	17.67	0.18	3.32	78.55
Nível	6	1.53	27.30	0.83	1.55	68.78	1.53	22.46	0.89	6.60	68.52	2.13	25.46	0.51	3.75	68.15
Nível	9	2.00	30.66	2.31	2.95	62.08	1.97	23.98	3.06	8.55	62.43	2.94	29.41	2.00	5.68	59.97
1ª dif.	3	0.12	7.02	1.49	0.81	90.55	0.11	5.28	1.35	1.97	91.29	0.10	5.59	1.07	1.54	91.69
1ª dif.	6	0.18	12.02	1.57	0.96	85.29	0.11	9.86	1.50	1.80	86.74	0.11	10.33	1.25	1.38	86.93
1ª dif.	9	0.19	13.87	2.11	0.92	82.90	0.11	11.56	1.98	1.83	84.51	0.12	11.95	1.70	1.49	84.74

TESTES DE DIAGNÓSTICO DOS RESÍDUOS

1) VARIÁVEL REAL: PRODUÇÃO INDUSTRIAL

TESTES	PROD	IGP	M0	TXJ	MODELO	PROD	IGP	M1	TXJ	MODELO	PROD	IGP	M2	TXJ	MODELO
Nível					3 LAGS					3 LAGS					3 LAGS
AR	0.58	0.99	0.76	0.89	0.93	0.72	0.94	0.88	0.82	0.98	0.25	0.54	0.35	0.99	0.33
ARCH	0.29	0.58	0.99	0.95	-	0.33	0.55	0.99	0.94	-	0.51	0.64	0.97	0.52	-
NORM	0.57	0.00	0.00	0.00	0.00	0.58	0.00	0.00	0.00	0.00	0.46	0.00	0.00	0.00	0.00
1ª DIF.					2 LAGS					2 LAGS					2 LAGS
AR	0.77	0.39	0.50	0.86	0.75	0.54	0.77	0.99	0.83	0.97	0.69	0.81	0.47	0.91	0.49
ARCH	0.50	0.23	0.99	0.98	-	0.47	0.22	0.99	0.99	-	0.52	0.28	0.95	0.96	-
NORM	0.34	0.00	0.00	0.00	0.00	0.31	0.00	0.00	0.00	0.00	0.28	0.00	0.00	0.00	0.00

2) VARIÁVEL REAL: UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE-INDÚSTRIA

TESTES	UTCAP	IGP	M0	TXJ	MODELO	UTCAP	IGP	M1	TXJ	MODELO	UTCAP	IGP	M2	TXJ	MODELO
Nível					2 LAGS					2 LAGS					2 LAGS
AR	0.36	0.86	0.20	0.94	0.65	0.27	0.55	0.70	0.83	0.96	0.78	0.65	0.32	0.98	0.18
ARCH	0.82	0.36	0.98	0.80	-	0.83	0.62	0.99	0.75	-	0.83	0.61	0.99	0.52	-
NORM	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1ª DIF.					2 LAGS					2 LAGS					2 LAGS
AR	0.39	0.61	0.89	0.70	0.36	0.13	0.98	0.59	0.90	0.88	0.39	0.96	0.19	0.96	0.61
ARCH	0.36	0.97	0.57	0.85	-	0.87	0.59	0.99	0.93	-	0.94	0.64	0.97	0.85	-
NORM	0.19	0.00	0.00	0.00	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	0.00	0.11	0.00	0.00	0.00	0.00

3) VARIÁVEL REAL: VENDAS INDUSTRIAIS

TESTES	VENDR	IGP	M0	TXJ	MODELO	VENDR	IGP	M1	TXJ	MODELO	VENDR	IGP	M2	TXJ	MODELO
Nível					2 LAGS					2 LAGS					3 LAGS
AR	0.65	0.86	0.11	0.46	0.75	0.71	0.73	0.85	0.33	0.90	0.80	0.63	0.32	0.56	0.44
ARCH	0.99	0.90	0.83	0.43	-	0.98	0.96	0.99	0.46	-	0.63	0.91	0.99	0.29	-
NORM	0.13	0.00	0.00	0.00	0.00	0.18	0.00	0.00	0.00	0.00	0.64	0.00	0.00	0.00	0.00
1ª DIF.					2 LAGS					2 LAGS					2 LAGS
AR	0.99	0.73	0.58	0.86	0.89	0.97	0.90	0.95	0.84	0.87	0.51	0.92	0.30	0.85	0.30
ARCH	0.63	0.72	0.13	0.99	-	0.51	0.52	0.99	0.99	-	0.36	0.46	0.99	0.98	-
NORM	0.51	0.00	0.00	0.00	0.00	0.51	0.00	0.00	0.00	0.00	0.73	0.00	0.00	0.00	0.00

4) VARIÁVEL REAL: TAXA DE DESEMPREGO ABERTO- RMS

TESTES	TXD	IGP	M0	TXJ	MODELO	TXD	IGP	M1	TXJ	MODELO	TXD	IGP	M2	TXJ	MODELO
Nível					2 LAGS					2 LAGS					2 LAGS
AR	0.94	0.83	0.17	0.85	0.76	0.94	0.43	0.91	0.80	0.83	0.90	0.69	0.38	0.98	0.48
ARCH	0.98	0.67	0.91	0.87	-	0.96	0.76	0.99	0.88	-	0.93	0.73	0.83	0.70	-
NORM	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1ª DIF					2 LAGS					2 LAGS					2 LAGS
AR	0.95	0.43	0.91	0.94	0.89	0.99	0.73	0.83	0.87	0.98	0.98	0.89	0.25	0.89	0.58
ARCH	0.76	0.34	0.83	0.99	-	0.71	0.21	0.99	0.99	-	0.79	0.23	0.98	0.99	-
NORM	0.18	0.00	0.00	0.00	0.00	0.16	0.00	0.00	0.00	0.00	0.27	0.00	0.00	0.00	0.00

5) VARIÁVEL REAL: RENDIMENTO REAL DO TRABALHO PRINCIPAL- RMS

TESTES	REND	IGP	M0	TXJ	MODELO	REND	IGP	M1	TXJ	MODELO	REND	IGP	M2	TXJ	MODELO
Nível					4 LAGS					2 LAGS					4 LAGS
AR	0.95	0.96	0.49	0.24	0.21	0.14	0.67	0.92	0.73	0.62	0.95	0.57	0.55	0.24	0.52
ARCH	0.05	0.78	0.99	0.99	-	0.03	0.77	0.99	0.91	-	0.02	0.95	0.88	0.98	-
NORM	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.05	0.00	0.00
1ª DIF					2 LAGS					2 LAGS					2 LAGS
AR	0.12	0.33	0.66	0.90	0.32	0.32	0.83	0.97	0.80	0.96	0.44	0.77	0.34	0.90	0.29
ARCH	0.05	0.09	0.95	0.97	-	0.13	0.07	0.99	0.98	-	0.03	0.11	0.99	0.95	-
NORM	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

6) VARIÁVEL REAL: HORAS TRABALHADAS- INDÚSTRIA

TESTES	HTRAB	IGP	M0	TXJ	MODELO	HTRAB	IGP	M1	TXJ	MODELO	HTRAB	IGP	M2	TXJ	MODELO
Nível					3 LAGS					3 LAGS					3 LAGS
AR	0.07	0.96	0.70	0.27	0.30	0.07	0.81	0.99	0.51	0.92	0.10	0.69	0.31	0.92	0.10
ARCH	0.55	0.78	0.99	0.86	-	0.60	0.67	0.99	0.75	-	0.46	0.83	0.99	0.90	-
NORM	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.00
1ª DIF					3 LAGS					3 LAGS					3 LAGS
AR	0.05	0.81	0.55	0.63	0.59	0.21	0.73	0.66	0.73	0.93	0.28	0.61	0.99	0.73	0.67
ARCH	0.43	0.38	0.99	0.95	-	0.48	0.46	0.99	0.96	-	0.45	0.79	0.97	0.97	-
NORM	0.31	0.00	0.00	0.00	0.00	0.31	0.00	0.00	0.00	0.00	0.37	0.00	0.05	0.00	0.00

7) VARIÁVEL REAL: CAPITAL FIXO- FORMAÇÃO BRUTA

TESTES	CAPFIX	IGP	M0	TXJ	MODELO	CAPFIX	IGP	M1	TXJ	MODELO	CAPFIX	IGP	M2	TXJ	MODELO
Nível					3 LAGS					3 LAGS					4 LAGS
AR	0.44	0.98	0.71	0.37	0.58	0.21	0.84	0.93	0.50	0.99	0.12	0.68	0.59	0.83	0.32
ARCH	0.86	0.87	0.99	0.89	-	0.91	0.82	0.99	0.88	-	0.95	0.88	0.98	0.84	-
NORM	0.58	0.00	0.00	0.00	0.00	0.74	0.00	0.00	0.00	0.00	0.66	0.00	0.06	0.00	0.00
1ª DIF					2 LAGS					2 LAGS					2 LAGS
AR	0.16	0.40	0.51	0.89	0.66	0.08	0.90	0.93	0.88	0.98	0.05	0.70	0.22	0.94	0.20
ARCH	0.69	0.56	0.97	0.99	-	0.71	0.50	1.00	0.99	-	0.86	0.57	0.97	0.99	-
NORM	0.97	0.00	0.00	0.00	0.00	0.80	0.00	0.00	0.00	0.00	0.76	0.00	0.00	0.00	0.00

8) VARIÁVEL REAL: PRODUÇÃO DE BENS DE CONSUMO DURÁVEIS

TESTES	CONSD	IGP	M0	TXJ	MODELO	CONSD	IGP	M1	TXJ	MODELO	CONSD	IGP	M2	TXJ	MODELO
Nível					3 LAGS					3 LAGS					3 LAGS
AR	0.73	0.92	0.80	0.53	0.89	0.28	0.74	0.98	0.54	0.96	0.40	0.74	0.65	0.98	0.58
ARCH	0.46	0.63	0.99	0.95	-	0.51	0.62	0.99	0.94	-	0.21	0.81	0.88	0.69	-
NORM	0.07	0.00	0.00	0.00	0.00	0.09	0.00	0.00	0.00	0.00	0.17	0.00	0.00	0.00	0.00
1ª DIF					2 LAGS					2 LAGS					2 LAGS
AR	0.45	0.42	0.64	0.90	0.89	0.40	0.76	0.98	0.82	0.96	0.49	0.82	0.41	0.93	0.45
ARCH	0.60	0.19	0.98	0.98	-	0.63	0.17	0.99	0.99	-	0.61	0.20	0.96	0.96	-
NORM	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00

MODELOS COM SPREAD:

TESTES	PROD	IGP	SPR	M0	TXJ	Modelo	PROD	IGP	SPR	M1	TXJ	Modelo	PROD	IGP	SPR	M2	TXJ	Modelo	
Nível						3LAGS						3LAGS							3LAGS
AR	0.69	0.92	0.88	0.62	0.98	0.93	0.21	0.73	0.93	0.83	0.84	0.99	0.87	0.99	0.20	0.44	0.98	0.11	
ARCH	0.23	0.85	0.97	0.99	0.99	-	0.45	0.84	0.99	0.99	0.99	-	0.20	0.95	0.98	0.95	0.99	-	
NORM	0.68	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.76	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.51	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	
1ª DIF						2LAGS						2LAGS							2LAGS
AR	0.52	0.40	0.98	0.18	0.87	0.76	0.90	0.69	0.95	0.93	0.67	0.99	0.66	0.47	0.89	0.10	0.72	0.38	
ARCH	0.52	0.35	0.99	0.77	0.90	-	0.39	0.33	0.99	0.99	0.98	-	0.45	0.44	0.99	0.92	0.93	-	
NORM	0.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.87	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.61	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Afanasieff, T., P Lhacer and M. Nakane (2002): “ The Determinants of Bank Interest Spread in Brazil.” Working Paper Series, WP. 46, Banco Central do Brasil.
- Bernanke, B. (1986). “Alternative Explanations of the Money-Income Correlation”, in K. Brunner and A. Meltzer, eds., *Real Business Cycles, Real Exchange Rates, and Actual Policies*, **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy** n.25, Amsterdam: North-Holland: 49-99.
- Bernanke, B. (1990): “On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Spreads”. **New England Economic Review**. Federal Reserve of Boston, (November-December):51-68.
- Bernanke, B and A. Blinder (1992): “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission”. **American Economic Review**, Vol. 82, n.4, (September): 901-921.
- Bernanke, B and I. Mihov (1998): “Measuring Monetary Policy”. **The Quarterly Journal of Economics**, 113: 869-902.
- Blanchard, O. and D. Qha (1989): “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”. **American Economic Review**, Vol. 79, n.4: 655-673.
- Blinder, A. (1998). **Central Banking in Theory and Practice**. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Chari, V., L. Christiano and M. Eichenbaum (1995): “Inside Money, Outside Money and Short-term Interest Rates”. **Journal of Money, Credit and Banking**, n.27: 1354-1383.
- Christiano, L. (1995): “Commentary on ‘Resolving the Liquidity Effect’”. Federal Reserve Bank of St. Louis, **Review**, 77 (May-June): 55-62.

- Christiano, L. and M. Eichenbaum (1992): "Liquidity Effects and the Monetary Transmission Mechanism". **American Economic Review**, Vol. 82, n.2 (May): 346-353.
- Christiano, L. and M. Eichenbaum (1995): "Liquidity Effects, Monetary Policy and the Business Cycle". **Journal of Money, Credit and Banking**, Vol. 27, n.4, part I (November): 1113-1136.
- Christiano, L. and M. Eichenbaum (1992): "Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock", in **Political Economy, Growth and Business Cycles**, A. Cukierman, Z. Hercowitz and L. Leiderman, eds, Cambridge, MA: MIT Press.
- Christiano, L., M. Eichenbaum and C. Evans (1995): "Identification and the Effects of Monetary Policy Shocks". Working paper WP-94-7, Federal Reserve Bank of Chicago.
- Christiano, L., M. Eichenbaum and C. Evans (1996): "The Effects of Monetary Policy Shocks: Some Evidence from the Flow of Funds". **Review of Economics and Statistics**, Vol. 78: 16-34.
- Christiano, L., M. Eichenbaum and C. Evans (1998): "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and To What End?". (forthcoming) in J. Taylor and M. Woodford, eds., **Handbook of Macroeconomics**, Amsterdam: North-Holland.
- Eichenbaum, M. (1992): "Comments on 'Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy' by Sims". **European Economic Review**, Vol.36, n.5 (June): 1001-1011.
- Eichenbaum, M and C. Evans (1995): "Some Empirical Evidence on the Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rates". **The Quarterly Journal of Economics**, (November): 975-1009.
- Dickey, D. And W. Fuller (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". **Econometrica**, Vol. 49, n. 4, (July, 1981): 1057-1072.
- Faust, J. (1998): "The Robustness of Identified VAR Conclusions About Money". **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, Vol. 49, North-Holland: 207-244.
- Feldstein, M. And J. Stock (1994): "The Use of a Monetary Aggregate to Target Nominal GDP". In **Monetary Policy**, N.G. Mankiw (ed.), NBER and The University of Chicago Press, cap.1: 7-69.
- Friedman, B. and K. Kuttner (1992): "Money, Income, Prices and Interest Rates". **American Economic Review**, Vol. 82, n.3 (June): 472-492.
- Gordon, D and E. Leeper (1994): "The Dynamic Effects of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification". **Journal of Political Economy**, Vol.102: 1228-1257.

- Granger, C. And P. Newbold (1974): "Spurious Regressions in Econometrics". **Journal of Econometrics**, 2, :111-120.
- Hendry, D. And K. Juselius (2000): "Explaining Cointegration Analysis: Part II." **Energy Journal**, 1-34
- King, R. and C. Plosser (1984): "Money, Credit and Prices in a Real Business Cycle". **American Economic Review**, Vol. 74, n.3 (June): 363-380.
- King, R. And M. Watson (1996): "Money, Prices, Interest Rates and the Business Cycle". **Review of Economics and Statistics**, Vol. 78, n.1 (February): 35-53.
- King, R., C. Plosser, J. Stock and M. Watson: "Stochastic Trends and Economic Fluctuations". **American Economic Review**, Vol. 81, n.4 (September): 819-840.
- Leeper, E., C. Sims and T. Zha (1997): "What Does Monetary Policy Do?". **Brookings Papers on Economic Activity**, n.2: 1-63.
- Litterman, R. And L. Weiss (1985): " Money, Real Interest Rates, and Output: a Reinterpretation of Postwar U.S. Data". **Econometrica**, Vol. 53, n.1 (January): 129-156.
- Maddala, G and I. Kim. **Unit roots, Cointegration and Structural Change**. Cambridge University Press. Cap. 3.
- McCallum, B. (1985): "A Reconsideration of Sims' Evidence Concerning Monetarism". **Economics Letters**, 13 (2-3): 167-171.
- Minella, A (2001): "Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation". Working Paper Series, WP. 33. Banco Central do Brasil.
- Minella, A, P. Freitas, I. Goldfajn and M. Muinhos (2002): "Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges." Working Paper Series, WP. 53. Banco Central do Brasil.
- Nelson, C. and C. Plosser (1982): " Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series". **Journal of Monetary Economics**, Vol. 10: 139-162.
- Pagan, A. and J. Robertson (1995): "Resolving the Liquidity Effect". Federal Reserve Bank of St. Louis, **Review**, 77 (may-June): 33-54.
- Pantula, S. (1989): "Testing for Unit Roots in Time Series Data". **Econometric Theory**, 5: 256-271.
- Poole, W. (1970): "Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model". **Quartely Journal of Economics**, (May, 1970): 197-216.

- Rudebusch, G. (1998): "Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?". **International Economic Review**, Vol. 39, n.4, (November): 907-931.
- Sims, C. (1972): "Money, Income and Causality". **American Economic Review**, Vol. 62, n.4 (September): 540-552.
- Sims, C. (1980): "Macroeconomics and Reality". **Econometrica**, Vol. 48: 1-48.
- Sims, C. (1980): "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycle: Monetarism Reconsidered". **American Economic Review**, Vol. 70, n.2 (May): 250-257.
- Sims, C. (1992): "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy". **European Economic Review**, Vol. 36, n.5 (June): 975-1000.
- Sims, C. and T. Zha (1996): "Does Monetary Policy Generate Recessions?". Working Paper, WP. Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Sims, C. (1998): "Comment on Glenn Rudebusch's 'Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?'". **International Economic Review**, Vol. 39, n.4, (November): 933-941.
- Stock and Watson (1989): "Interpreting the Evidence on Money-Income Causality". **Journal of Econometrics**, Vol. 40: 161-181.
- Stock, J. and M. Watson (2001): "Vector Auto-regressions". **Journal of Economic Perspectives**, Vol. 15, n.4, (Fall): 101-115.
- Strongin, S. (1995): "The Identification of Monetary Policy Disturbances: Explaining the Liquidity Puzzle". **Journal of Monetary Economics**, Vol. 35 (July): 463-497.
- Walsh, C. (1998): **Monetary Theory and Policy**, Cambridge, MA: The MIT Press: Caps. 1 e 9.