

Política Monetária e Ciclos Regionais no Brasil: Uma Investigação das Condições para uma Área Monetária Ótima*

Vladimir Kühl Teles †, Mauro Miranda‡

11 de Julho de 2005

Área para Submissão: Economia Regional e Urbana (área 9)

Resumo

O objetivo deste artigo é a investigação empírica da influência diferenciada da política monetária e de demais choques de curto prazo sobre o produto agregado de cada uma das regiões brasileiras. A metodologia consistiu em uma combinação de técnicas de componentes não-observados e vetores autoregressivos (VAR). Foram identificadas fontes de inovação comuns e idiosincráticas às regiões bem como respostas comuns e idiosincráticas a tais choques. Os resultados indicam que as regiões brasileiras apresentam efeitos assimétricos a choques comuns de política monetária.

Palavras-Chave: vetor autoregressivo, componentes não-observados, área monetária ótima.

JEL: R11, E32.

Abstract

The main purpose of this paper is the empirical investigation of the business cycles responses of each of the five Brazilian regions to monetary policy innovations and other shocks. We applied a methodology integrating unobserved components and vector auto-regressions (VAR). We identified not only common and idiosyncratic sources of innovation, but also common and idiosyncratic responses to common shocks. We concluded that the Brazilian regions present asymmetric effects to common monetary shocks.

Key-Words: VAR, Unobserved Components, Optimal Currency Area

*Os autores agradecem os comentários valiosos realizados por Adriana Amado, Cláudio Barra Castro e Joaquim P. Andrade, de dois pareceristas anônimos, e a disposição do fornecimento dos dados de PIB regional do Prof. Milton Barossi-Filho. Todos os erros são de nossa inteira responsabilidade.

†Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo (EESP/FGV), Rua Itapeva 474, 12o. andar, 01332-000, Tel: (11)3281-3378, Fax:(11)3281-3357, vkteles@fgvsp.br

‡Universidade de Brasília (UnB) e Banco Central do Brasil, e-mail - curupira@unb.br

Política Monetária e Ciclos Regionais no Brasil: Uma Investigação das Condições para uma Área Monetária Ótima

1 Introdução

Uma considerável disputa teórica eleva-se acerca da modelagem teórica de rigidez de preços e/ou salários. Nesse tocante, não há sombra de dúvida que a forma como a viscosidade dos preços for modelada implica freqüentemente em diretrizes de política distintas (ver Sims, 1998). Nesse ínterim, o questionamento que surge a partir desta disputa teórica é: considerando-se que haja possibilidade de a economia ser mais complexa, de forma a haver diversas regras de ajuste de contratos de preços e salários de forma contemporânea na economia, que diretriz de política deverá ser adotada?

Tal questão é considerada de forma apropriada por Blinder e Mankiw (1984), onde assume-se que cada setor industrial escolhe uma regra de ajuste de contratos de preços e salários distintas, onde alguns setores apresentam regras de ajuste nominal enquanto outros regras de ajuste real, por exemplo. Nesse sentido, tais autores demonstraram que a única possibilidade na qual uma política monetária afete todos os setores igualmente é se todos os setores estiverem sujeitos a choques perfeitamente simétricos, ou seja, na presença de choques assimétricos, haveria uma política monetária ótima para cada setor individualmente, de forma que os benefícios ou prejuízos referentes a uma política monetária seriam de magnitudes distintas para cada setor.

Naturalmente, tal discussão estende-se diretamente ao âmbito regional, uma vez que cada região tende a apresentar uma concentração setorial distinta. Os efeitos diferenciados da política monetária protagonizaram as discussões econômicas relativas à unificação européia. Diversos países demonstraram receio à adoção de uma moeda comum, particularmente quanto à possibilidade de que seus interesses fossem preteridos por ocasião da escolha da regra de política monetária a ser adotada.

Mundell (1961) foi, talvez, o primeiro artigo a abordar a questão da assimetria de efeitos de política monetária. Kouparitsas (1991) propõe uma definição de área monetária ótima: aquela na qual um choque monetário tem efeito relativamente simétrico entre suas regiões componentes. Apresenta quatro critérios necessários e suficientes para que isso aconteça: (i) as regiões estão expostas a fontes similares de distúrbios econômicos (choques comuns); (ii) a importância relativa de tais choques é similar entre as regiões (choques simétricos); (iii) as regiões apresentam respostas similares aos choques comuns (respostas comuns); (iv) se regiões estão sujeitas a um choque específico à sua região (choque idiossincrático), ela ajusta-se rapidamente.

O presente artigo propõe-se à verificação empírica da influência diferenciada da política monetária sobre o produto agregado de cada uma das regiões brasileiras. A metodologia consiste na estimação de um modelo empírico que utiliza conjuntamente técnicas de componentes não-observados e de vetor autoregressivo estrutural (VAR). Verificou-se se as regiões brasileiras satisfizeram as condições de área monetária ótima de Kouparitsas (1991) no período 1947-2000. Tanto os choques monetários quanto as variações do produto agregado de cada região são discriminados em comuns ou idiossincráticos.

A metodologia segue uma variação de um modelo DYMIMIC (*general dynamic multiple indicator-multiple cause*) que pode ser estimado usando o algoritmo recursivo EM de Watson e Engle (1983). Tal metodologia consiste na estimação de um modelo estado-espço para a construção de séries não-observadas que, no caso, se referem aos choques regionais comuns e idiossincráticos.

A próxima seção constitui uma revisão de literatura de estudos referentes a outros países ou conjuntos de países. A seção 3 apresenta os dados utilizados, onde evidências sobre as propriedades dos ciclos regionais do produto são sugeridas ainda em um caráter preliminar. As seções 4 e 5 descrevem a metodologia e os resultados obtidos. Considerações finais são apresentadas na última seção.

2 Uma Revisão da Literatura

A diferenciação da atuação de fatores monetários e financeiros sobre regiões econômicas distintas é alvo de literatura em rápida expansão. Dow e Rodriguez-Fuentes (1997) oferecem um panorama recente e abrangente da literatura produzida. Mencionaremos aqui apenas alguns artigos com o fito de ilustrar as diferentes abordagens adotadas na ciência econômica, a exemplo de Castro (2002). É possível separar dois grupos de distintos de estudos. No primeiro caberiam estudos que ressaltam condições monetárias e financeiras diferentes em regiões distintas de um mesmo país. No segundo aqueles cujo principal interesse são os efeitos que condições monetárias e financeiras (regionalmente diferenciadas ou não) teriam sobre as economias de regiões distintas do país.

2.1 Diferença regional de condições monetárias e financeiras

No primeiro grupo, considera-se a possibilidade de que a oferta de moeda e crédito seja desigual entre regiões componentes de uma mesma economia nacional. Isso decorreria da estrutura do sistema financeiro e/ou de transações comerciais e financeira entre regiões.

Taxas de juros podem variar entre regiões distintas. Fatores que poderiam ser causadores disso são o número de instituições financeiras e seu grau de concentração em cada região, dificuldade de acesso dos agentes financeiros a informações sobre seus clientes quando a região sede desses clientes é distante do centro financeiro nacional, diferentes graus de risco do investimento associados à demanda pelos produtos de uma dada região.

Na Itália, d'Amico, Parigi e Trifildis (1990) e Faini, Galli e Giannini (1993) chegam à mesma conclusão. As taxas de juros praticadas nas regiões nordeste e sudeste da Itália são estatisticamente diferentes e essa diferença é quase totalmente explicada por diferenças na renda per capita e na distribuição dos devedores por tamanho e setor econômico. Hutchinson e McKillop (1990), por outro lado, verificam que as taxas de juros praticadas em cada país do Reino Unido não são significativamente diferentes entre si.

Alguns autores modelaram diferenças regionais na disponibilidade de crédito. Roberts e Fishkind (1979) indicaram fatores que, distintos em cada região, poderiam implicar tais diferenças: custo de informação sobre condições financeiras, carteira de investimentos do setor não-financeiro, grau de aversão ao risco tanto por parte de ofertantes quanto de demandantes de crédito e elasticidades das curvas IS e LM. Moore e Hill (1982) acrescentaram a esses fa-

tores a possibilidade de pequenos ofertantes e demandantes de crédito de regiões periféricas não terem acesso ao mercado financeiro da região central.

No âmbito da economia pós-keynesiana a determinação do equilíbrio no mercado de crédito em uma região dependeria das preferências pela liquidez demonstrada por ofertantes e por demandantes de crédito e do estágio de desenvolvimento bancário em cada região.

Nesse sentido, Dow (1982) elaborou modelo no qual o multiplicador monetário varia entre duas regiões (central e periférica). A região central, caracterizada por maior renda e sistema financeiro mais desenvolvido, apresentaria menor preferência pela liquidez e, por conseqüência, maior multiplicador monetário, relativamente à região periférica. A possibilidade de transações de moeda e ativos financeiros entre as regiões implicaria que as condições monetárias e financeiras em cada região são mutuamente dependentes. Moore, Karaska e Hill (1985) ampliam essa abordagem para várias regiões e modelam o efeito de multiplicadores diferenciados sobre a renda de cada região.

Dow (1987) agregou novos elementos ao modelo anterior (de 1982) apresentando formas pelas quais ganhos de escala assimilados pelo sistema financeiro nas regiões mais desenvolvidas podem conduzir à concentração dos centros de decisão do sistema financeiro nas regiões centrais e implicar na reprodução e intensificação de desigualdades regionais. Os bancos nacionais, de menor preferência pela liquidez, emprestam menos para a região periférica do que para a central enquanto bancos da região periférica, de maior preferência pela liquidez, atuam de forma contrária. Entretanto, como tanto as reservas quanto o multiplicador monetário são maiores nos bancos nacionais do que nos periféricos, a taxa de juros e oferta de crédito tendem a ser maiores na região central e, por conseqüência, a economia da região central tem maiores incentivos ao crescimento, acentuando sua diferença em relação à região periférica. Esse modelo foi corroborado por evidências estatísticas para os casos do Canadá (Dow, 1990), Escócia (Dow, 1992) e Comunidade Européia (Chick, 1993).

No caso do Brasil, Amado (1997) estudou o desenvolvimento regional brasileiro e os efeitos da moeda e do setor financeiro a partir de uma perspectiva pós-keynesiana. Ela concluiu que as diferenças econômicas regionais no Brasil são explicadas por relações de dependência centro-periferia que, estabelecidas nos primórdios da história brasileira, se reproduziram nas etapas posteriores de desenvolvimento. O elemento financeiro começaria a desempenhar um papel preponderante nas desigualdades regionais por ocasião da endogenização do processo de acumulação de capital que acompanhou a transição do modelo econômico agrícola-exportador para o modelo de substituição de importações. O sistema financeiro, entretanto, apenas reproduziu e ratificou o padrão de crescimento desigual entre as regiões. Isso decorreu de dois motivos: (a) as regiões periféricas apresentaram maior preferência por liquidez; (b) o crédito oriundo de programas governamentais direcionados para as regiões periféricas foi, em grande parte, desviado para as regiões centrais.

Ainda para o caso brasileiro, Castro (2002) concluiu que o redepósito e a preferência pela liquidez estão associados com o grau de centralidade de regiões selecionadas. Quanto maior o número de pólos econômicos e a produtividade média do trabalho, maior a retenção de depósitos e menor a preferência pela liquidez de uma região. Essas diferenças são menos acentuadas em períodos de incerteza econômica. A região sob influência econômica do município de São Paulo foi caracterizada por maior capacidade de redepósito e menor preferência pela liquidez.

2.2 Efeito regionalmente diferenciado de condições monetárias e financeiras

Alguns estudos consideram que a oferta de moeda e crédito em uma economia nacional distribui-se uniformemente entre suas regiões componentes e o que poderia variar seriam seus efeitos sobre a atividade econômica regional. Para os Estados Unidos, evidências sobre variações regionais de crescimento econômico foram apresentadas por Carlino e Sill (2000) e por Evans e Karras (1996).

Beare (1976) produziu um modelo no qual o efeito da política monetária sobre a renda de cada região depende da elasticidade-renda da demanda pelos produtos da região. Kozlowski (1991), por sua vez, ressalta a importância da taxa de juros praticada no âmbito nacional para a determinação dos ciclos econômicos regionais. Loo e Lastrapes (1988) apresentam um modelo no qual choques de oferta de moeda afetam diferentemente o produto de setores econômicos distintos (agricultura, mineração, indústria mecânica, telecomunicações etc) e, por consequência, têm diferentes impactos sobre regiões de composição econômica setorial distinta.

Carlino e DeFina (1999), utilizando modelo VAR, verificaram que a renda pessoal real em cada estado que compõe os Estados Unidos da América responde de forma diferenciada ao nível da taxa de juros praticada pelo Federal Reserve. Diferenças foram identificadas na defasagem e na magnitude da resposta da economia de cada estado às inovações da política monetária. Verificou-se também que alguns estados apresentam respostas diferentes daquelas da região em que estão inseridos. Quanto à composição econômica setorial de cada estado, verificou-se que a sensibilidade da renda pessoal real de um estado às variações da taxa de juros eleva-se com o aumento da participação dos setores de construção e de bens de consumo duráveis na renda desse estado e com a diminuição da participação dos setores de indústria extrativa e de serviços financeiros.

Kouparitsas (2001) evidencia como regiões dos Estados Unidos respondem diferentemente a choques econômicos diversos, inclusive monetários, concluindo que aquele país desvia-se significativamente do conceito de área monetária ótima concebido originalmente por Mundell (1961).

3 As propriedades dos ciclos regionais brasileiros: Uma visão geral

Uma forma simples e preliminar de analisar o comportamento regional dos ciclos é a partir da construção das correlações dos ciclos regionais. Correlação elevada entre os produtos de cada região evidencia que elas estão sujeitas a choques comuns e apresentam respostas similares a esses choques. Correlação reduzida indica que as regiões estão sujeitas a choques idiossincráticos e/ou respondem diversamente a choques comuns.

Séries de produto agregado de cada região foram submetidas a uma análise de correlação contemporânea e, também, defasada em um período. As séries foram obtidas a partir de Azzoni (1997) e Azzoni e Barossi-Filho (2002), do IPEA e do IBGE e estão em base anual, estendendo-

se de 1947 a 2000¹. As séries foram submetidas ao filtro Hodrick-Prescott².

Os resultados são apresentados na Tabela 1. A correlação contemporânea entre o produto de cada região e o produto nacional demonstrou ser bastante variável. A região Norte apresentou a menor correlação, 0,37, enquanto a região Sudeste apresentou a maior, 0,89. As medidas de correlação entre produtos das regiões entre si também foram bastante variáveis. As maiores correlações foram aquelas envolvendo as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. A correlação entre os produtos das regiões Sudeste e Centro-Oeste, por exemplo, foi de 0,79. As menores correlações inter-regionais foram aquelas referentes à região Norte. A menor correlação inter-regional foi de 0,29, entre as regiões Norte e Sul

O painel inferior da Tabela 1 apresenta as correlações das flutuações regionais defasadas em um período. A diagonal principal desse painel registra medidas de persistência das flutuações regionais. A persistência regional dos ciclos do produto foi inferior à nacional em todas as regiões. A persistência das flutuações regionais é menor na região Norte e maior nas regiões Sudeste e Nordeste, aquelas que mais se aproximam da apresentada pelo agregado.

A correlação defasada permite identificar as regiões líderes, aquelas que antecipam os ciclos do produto no Brasil, e as regiões seguidoras, aquelas cujas flutuações são consequência dos ciclos do produto nacional. Observa-se que as regiões Sul e Sudeste apresentam correlações com o produto nacional no período seguinte (respectivamente 0,47 e 0,73) maiores que as com o produto nacional no período anterior (0,42 e 0,69), ao contrário das demais regiões. Assim, argumenta-se que as regiões Sul e Sudeste originam os ciclos de produto que se disseminam pelas demais regiões, ou seja, são líderes. Particularmente quanto à região Sudeste, observa-se que a correlação do produto dessa região com os produtos das demais regiões no período seguinte são as maiores correlações regionais defasadas obtidas, sugerindo que o ciclo do produto da região Sudeste antecipa e influencia os das demais regiões.

De uma forma geral, tais resultados sugerem que as regiões brasileiras não apresentam fontes e/ou respostas comuns de distúrbios. Entretanto, tal abordagem fornece apenas uma evidência superficial de tal assertiva, de forma a não se poder afirmar se o Brasil não consiste de uma área monetária ótima. Uma fraqueza óbvia deste tipo de metodologia é o não fornecimento de uma comparação concreta das fontes de distúrbios ou respostas entre regiões. Dessa forma, a análise empírica que se segue busca sugerir resultados de forma a tal comparação ser feita.

4 Metodologia

Uma forma de buscar resolver as limitações da análise de correlações simples é recorrer ao uso de um vetor auto-regressivo (VAR), de forma que com as restrições apropriadas dos parâmetros pode-se identificar fontes e respostas comuns e idiossincráticas às flutuações regionais. Nesse sentido utiliza-se uma variante do modelo DYMIMIC (*general dynamic multiple indicator-multiple cause*) de Watson e Engle (1983), seguindo a sugestão de Kouparitsas (2001), que recorre a tal abordagem na análise dos ciclos regionais nos Estados Unidos.

¹Nesse sentido, embora não seja ideal o uso de dados anuais para se avaliar fenômenos de curto prazo, a limitação de dados para o Brasil não possibilitam uma consideração com menor periodicidade

²Como consequência as séries se tornaram estacionárias

4.1 O Modelo Empírico

A fim de identificar os componentes dos ciclos regionais assume-se inicialmente que o ciclo do produto real da região i no período t , y_{it} , é composto de dois componentes não-observados, um componente comum a todas regiões, x_t e um componente idiossincrático a cada região, x_{it} . Nesse sentido, cada região apresenta uma sensibilidade distinta ao componente comum, de acordo com o parâmetro γ_i , de forma a termos que as flutuações regionais são dadas por,

$$y_{it} = \gamma_i x_t + x_{it}, \quad (1)$$

para $i = 1, \dots, 5$.

Nesse sentido, se as regiões brasileiras não apresentarem componente idiossincrático x_{it} , então a renda regional, y_{it} , irá variar sempre em termos perfeitamente proporcionais ao componente comum x_t , de forma que suas flutuações serão perfeitamente correlacionadas com as do produto agregado, satisfazendo os critérios de área monetária ótima.

Complementarmente, são inseridas no modelo duas fontes de choques comuns entre regiões, um nominal, o estoque de moeda³, e outro real, cuja *proxy* considerada aqui refere-se ao preço do petróleo. Tais variáveis além de promoverem uma melhoria na acurácia das estimações visam fornecer uma expansão do leque de explicações dos ciclos regionais, possibilitando, por exemplo, uma visualização de uma possível assimetria dos choques de política monetária sobre as regiões.

Dessa forma, as séries usadas são divididas em séries de variáveis comuns às regiões e idiossincráticas. As comuns incluem x_t , o indicador de política monetária, m_t , e o preço relativo dos combustíveis p_t , enquanto que os componentes idiossincráticos são os x_{it} .

Nesse contexto, a identificação dos choques é feita a partir de uma abordagem VAR sobre a identificação de choques nos Estados Unidos, onde busca-se aqui seguir Christiano, Eichenbaum e Evans (1994), tratando as variáveis de renda regional similarmente às variáveis macroeconômicas agregadas de tal estudo.

Mais especificamente, os componentes comuns da renda forma um modelo de comportamento dinâmico de um vetor 3 X 1,

$$Z_t = [p_t, x_t, m_t]' \quad (2)$$

A dinâmica de Z_t é então representada pelo VAR,

$$AZ_t = B(L)Z_{t-1} + e_t \quad (3)$$

onde A é uma matrix 3 X 3 de coeficientes descrevendo a correlação contemporânea entre as variáveis; $B(L)$ é uma matriz 3 X 3 de polinômios no operador de defasagem L ; e $e_t = [\varepsilon_{pt}, \varepsilon_{xt}, \varepsilon_{mt}]$ é um vetor 3 X 1 de distúrbios estruturais ortogonais.

A fim de identificar os elementos de e_t uma estrutura adicional precisa ser especificada a A . Assim, seguindo Christiano et. al. A é restrito a uma matriz triangular inferior com números 1 ao longo da diagonal. A implementação de tal hipótese tem representatividade direta na ordem

³Embora a taxa de juros de curto prazo seja mais utilizada como proxy para política monetária para o Brasil, utilizou-se a série de estoque de moeda por haver uma série única para todo o período, e utilizou-se o M2 para calcular o saldo monetário real a fim de se minimizar as variações bruscas observadas da demanda por moeda no período de alta inflação

assumida dos choques, onde fica pré-disposto que inovações em p_t tem efeitos contemporâneos em x_t e m_t ; inovações em x_t tem efeitos contemporâneos em m_t e defasados em p_t ; e inovações em m_t tem efeitos defasados em p_t e x_t . Dessa forma, a hipótese fundamental de tal modelo é que a escolha de política monetária tanto afeta como reage à economia. Tal implementação ocorre pela construção de uma regra de *feedback* das autoridades monetárias, escrita como uma função linear, ψ , definida sobre um vetor, Ω , de variáveis observadas até o período t . Logo, a política monetária é descrita completamente por,

$$m_t = \psi(\Omega_t) + A_{33}\varepsilon_{mt} \quad (4)$$

onde $\psi(\Omega_t)$ é descrito pela terceira linha de $B(L)$ e A_{33} é o elemento (3,3) da matriz A . Dessa forma, um choque exógeno na política monetária ε_{mt} não afeta contemporaneamente valores das demais variáveis comuns às regiões, mas apenas seu valores defasados.

O bloco idiossincrático, por sua vez, foca o comportamento dinâmico de um vetor 5×1 de componentes idiossincráticos da renda regional,

$$X_t = [x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{5t}] \quad (5)$$

Nesse contexto, as variáveis idiossincráticas são afetadas de forma similar às variáveis comuns ao defrontar-se com choques nos preços de combustíveis e na política monetária. Em particular, inovações em p_t tem efeitos contemporâneos em x_{it} , enquanto inovações em m_t tem efeitos defasados em x_{it} . Por outro lado, em contraste com o componente comum, inovações no componente idiossincrático não tem efeitos nos preços de combustível ou na política monetária, de forma que é assumido que tanto os preços dos combustíveis como a política monetária reagem apenas a choques agregados.

Sob tais hipóteses a dinâmica do componente idiossincrático da região i é explicada por,

$$x_{it} = D_i(L)x_{it-1} + E_i(L)W_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

para todo i , onde $W_t = [p_t, m_t]'$ e ε_{it} são ortogonais.

Dessa forma, tal modelo nos fornece a possibilidade de dividir as séries regionais entre choques comuns observados (choques monetário e sobre o preço dos combustíveis) e não observados, bem como a construção das séries de choques idiossincráticos de cada região.

4.2 Estratégia de Estimação

As equações (1)-(6) nos fornecem uma variação de um modelo DYMIMIC (*general dynamic multiple indicator-multiple cause*) que pode ser estimado usando o algoritmo recursivo EM de Watson e Engle (1983).

Nesse sentido, enquanto que o choque comum é dado pelos resíduos da equação de produto agregado do sistema VAR (3), os componentes idiossincráticos são obtidos a partir a aplicação do filtro de Kalman em um modelo de representação de estado-espço, dado, seguindo o sistema (1) a (6), por,

Equação de medida,

$$\begin{bmatrix} I_{5 \times 5} & 0 \\ 0_{2 \times 5} & \tilde{A} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ W_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0_{5 \times 7} & \\ 0_{2 \times 5} & B(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ W_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} I_{5 \times 5} & \Gamma \\ 0_{2 \times 5} & \tilde{C}(L) \end{bmatrix} \tilde{X}_t + \begin{bmatrix} 0_{5 \times 1} \\ \varepsilon_{pt} \\ \varepsilon_{mt} \end{bmatrix} \quad (7)$$

Equação de transição,

$$\tilde{X}_t = \begin{bmatrix} D(L) & 0 \\ 0 & D_x(L) \end{bmatrix} \tilde{X}_{t-1} + \begin{bmatrix} E(L) \\ E_x(L) \end{bmatrix} W_t + \begin{bmatrix} v_t \\ \varepsilon_{xt} \end{bmatrix} \quad (8)$$

onde $Y_t = [y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{5t}]'$, $\Gamma = [\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_5]$ e $\tilde{X}_t = [X_t', x_t]'$.

Identificando-se os parâmetros que governam o componente comum, respostas idiossincráticas e distúrbios estruturais requerem uma normalização adicional das restrições. A variância do componente estrutural de distúrbio do componente comum das rendas regionais é identificado pela normalização de γ_i para 1 de uma das cinco regiões. As respostas idiossincráticas da renda regional a choques não-antecipados ao preço do petróleo e à política monetária são identificados pela normalização das respostas de uma região a ser a mesma resposta do componente comum. Em outras palavras, a resposta idiossincrática é identificada pela restrição $E_i(L) = 0$ para uma das cinco regiões. A região escolhida para sofrer tal normalização é a região Sudeste uma vez que é a região que apresenta maior correlação com a renda nacional agregada, e cuja amplitude é muito próxima das frequências dos ciclos econômicos do Brasil.

4.3 Decomposição de Variância

Um objetivo deste artigo é realizar a decomposição da variância dos ciclos regionais de acordo com as diversas fontes comuns e idiossincráticas de inovação. Isto é realizado através de um filtro $G(L)$ que permite mapear as covariâncias dos componentes dos ciclos regionais a partir da covariância dos ciclos regionais. A forma precisa do filtro é $G(L) = BP(L)/(1 - L)$, onde $BP(L)$ é a aplicação de um filtro Band-Pass tipo Baxter-King aos ciclos regionais e L é o operador de defasagem. Para se mapear a frequência dos ciclos regionais para a utilização do filtro utilizou-se a análise espectral de Fourier.

5 Os Resultados Empíricos

O modelo empírico é estimado para o período 1947-2000 com dados anuais cujas fontes dos dados remetem-se ao IPEA, à EIA, ao IBGE e ao trabalho de Azzoni e Barossi-Filho (2002). Enquanto que para todos os ciclos regionais os dados são estacionários, uma vez que foram submetidos ao uso do filtro HP, as séries de saldo monetário real e do preço do petróleo⁴ para o período apresentam raiz unitária, o que pode ser observado na tabela 2⁵, de forma a ser necessária a utilização da primeira-diferença de tais séries para se evitar resultados espúrios.

⁴as séries de preço do petróleo são de preço real, seguindo o original da fonte.

⁵Vale notar que o único caso onde não é observada raiz unitária para as variáveis em nível é para o caso da variável preço do petróleo apenas no teste KPSS

As estimações do modelo possibilitam um estudo adequado de todos os critérios de área monetária ótima de Mundell (1961) bem como de uma análise sobre o comportamento dos ciclos econômicos sobre as regiões brasileiras. Nesse sentido, o modelo possibilita uma caracterização tanto das fontes dos ciclos regionais como também do comportamento das flutuações da renda das regiões diante de choques comuns e idiossincráticos.

Uma forma de avaliar a importância dos choques comuns e idiossincráticos para cada região é analisar a volatilidade de tais choques. Nesse aspecto, a Tabela 3 reporta a volatilidade dos choques estimados e um teste χ^2 para comparar a volatilidade de cada tipo de choque, onde torna-se possível observar que, em todas as regiões no Brasil, os choques idiossincráticos são estatisticamente mais voláteis que os choques comuns. Isso indica que os choques idiossincráticos são um componente importante de variação das regiões brasileiras. Sobretudo pode-se observar ainda que a volatilidade dos choques idiossincráticos na região Sudeste é estatisticamente mais volátil que o de qualquer outra região, o que, com tudo o mais constante, sugere que os choques específicos são uma fonte mais importante de variação na região Sudeste que nas demais regiões. Tal resultado faz sentido a partir do momento em que a região Sudeste foi responsável por mais de 75% do PIB industrial do Brasil em todo o período analisado. Sob esse aspecto as condições (i) e (ii) da área monetária ótima podem ser rejeitadas a princípio, uma vez que fica constatado que as regiões estão dispostas a fontes diferentes de distúrbios econômicos (os choques não são comuns) e que a importância relativa de tais choques não é similar entre as regiões (os choques não são simétricos). Sob esse aspecto decomposições dos erros de previsão um período à frente entre os vários choques do modelo fornecem um quadro mais completo da importância relativa dos choques. Tais decomposições indicam que as parcelas dos erros de previsão atribuídos a choques idiossincráticos são sensivelmente maiores que aos choques comuns em todas as regiões (Tabela 5a).

Pode-se avaliar se a sensibilidade dos choques comuns é igual para todas as regiões ao se realizar um teste de Wald para observar se os coeficientes γ_i são iguais para todas as regiões. Tais testes são apresentados na tabela 4. como pode ser visto embora a região Sudeste apresente menor sensibilidade a choques comuns que as demais regiões, tal diferença não é estatisticamente significativa, de forma que não é possível se rejeitar que todas as regiões respondem de forma similar a choques comuns, de forma que a condição (iii) da área monetária ótima se verifica para as regiões brasileiras.

Por fim, para se avaliar a quarta condição de área monetária ótima, as funções de resposta a impulso para cada região dados choques nas variáveis comuns e idiossincráticas fornecem o comportamento da resposta dos ciclos regionais ao longo do tempo. Em tais figuras fica claro que o ciclo regional não tende a se ajustar rapidamente quando sujeitas a um choque específico. Na região Sudeste esse tempo é de cerca de seis anos, na Centro Oeste, de cerca de oito anos, na Sul, cerca de dez anos, e na Norte mais de dez anos. A única região onde o ciclo se ajusta rapidamente é na região Nordeste. Por outro lado, em todas as regiões um choque comum não levou a fortes variações no produto de curto-prazo das regiões. Tais resultados implicam que a quarta condição de área monetária ótima para as regiões brasileiras também pode ser rejeitada. Por fim, fica claro que em todas as regiões, as funções de resposta a impulso apresentam os sinais esperados e tendem à convergência das respostas.

Dada a grande importância do componente idiossincrático para se explicar as flutuações das rendas regionais as funções de resposta a impulsos dos componentes idiossincráticos foram estimadas. Nos resultados é possível se observar que um choque idiossincrático a uma região

tem um impacto persistente sobre cerca de 5 a 6 anos na maioria das regiões. Nesse aspecto podemos imaginar um choque tecnológico, por exemplo, em uma região tem um impacto sobre o ciclo desta região de cerca de 5 anos, o mesmo ocorrendo com outros choques idiossincráticos como seca, ou outros eventos presentes apenas a uma das regiões.

Complementarmente é possível realizar-se uma decomposição de variância dos ciclos regionais cujos resultados, para um horizonte de dez anos, são apresentados na Tabela 5. Em todas as regiões pôde-se observar que os choques idiossincráticos são mais relevantes para a explicação dos ciclos que os choques comuns. Nesse sentido, os choques idiossincráticos representaram 66,96% a 80,47% da explicação dos ciclos das regiões. Além disso ao se realizar um teste χ^2 pôde-se verificar que pode-se rejeitar que os choques comuns somados sejam a fonte dos ciclos regionais. Tais resultados impedem que as regiões sejam divididas em regiões "core" e "non-core".

No que se refere às respostas a choques de política monetária nota-se que menos de 10% dos ciclos das regiões são causados pela política monetária. Ao mesmo tempo, observa-se que as respostas a choques monetários são fortemente assimétricas entre as regiões, de forma a ser possível constatar, à base da definição de política monetária ótima de Rotemberg e Woodford (1997), que cada região teria uma regra de política monetária ótima distinta, confirmando-se predições da teoria como Blinder e Mankiw (1984).

Outrossim, uma vez verificado que uma política monetária ativa que vise afetar o produto signifique perda de bem estar no longo-prazo em um ambiente de viscosidade de preços, como demonstrado por Mankiw (1986) e Ball e Romer (1990), fica claro que determinadas regiões tendem a ser constantemente prejudicadas por tais tipos de políticas monetária em termos relativos a outras regiões. Ao mesmo tempo, tais resultados poderiam ainda ser aplicados aos modelos teóricos de Duca e Van Hoose (1990) e Ahmed e Miller (1997) que demonstram que uma política monetária só pode ser estabilizadora para todos os setores se os choques a que estas estiverem sujeitas forem simétricos. Assim, as estimações apresentadas evidenciam que uma política monetária não é capaz de ser estabilizadora a todas as regiões brasileiras. É evidente que há vantagens em se usar uma única moeda para todas as regiões, como a diminuição de custos de transação comerciais e financeiros, de forma que as conclusões aqui dispostas não visam a adoção de diferentes moedas às regiões brasileiras, mas sim atentar para o fato que uma política monetária ativa tem resultados distintos entre regiões, impactando sobre a distribuição regional de renda.

6 Conclusões

O presente artigo buscou analisar a dinâmica de curto-prazo das regiões brasileiras. Nesse sentido, é utilizada uma variação do modelo DYMIMIC (*general dynamic multiple indicator-multiple cause*) a partir do algoritmo EM de Watson e Engle (1983) a fim de separar as os ciclos regionais em componentes comuns a todas as séries e em componentes idiossincráticos, e, a partir de tal resultado avaliar as respostas dos ciclos regionais a diferentes tipos de choques.

Assim, é demonstrado que as respostas da dinâmica de curto prazo das regiões brasileiras variam drasticamente entre regiões. Das quatro condições de área monetária ótima sugeridas por Mundell (1961), apenas a terceira condição não pôde ser rejeitada para as regiões brasileiras. Ficou claro que as regiões respondem fortemente a choques idiossincráticos, sendo estes os principais causadores dos ciclos regionais, e que choques em uma política monetária

tem respostas distintas entre regiões.

Uma consequência importante de tal resultado é a conclusão baseada nos modelos de Mankiw e Blinder (1984), Duca e Van Hoose (1990) e Ahmed e Miller (1997) de que cada região brasileira teria uma regra de política monetária ótima distinta, de forma que ao se escolher uma determinada política monetária, está se escolhendo uma região como beneficiada com relação às demais.

Referências

- [1] Ahmed, H.; Miller, S. (1997) Monetary and Exchange Rate Policy in Multisectoral Economies *Journal of Economics and Business*. 49:321-334.
- [2] Amado, A. (1997) *Disparate regional development in Brazil: a monetary production approach* Aldershot: Ashgate, 1997. 360p.
- [3] Azzoni, C. e Barossi-Filho, M. (2002) "A Time Series Analysis of Regional Income Convergence in Brazil", *XXX Encontro Nacional da ANPEC*, Nova Friburgo-RJ.
- [4] Ball, L.; Romer, D. (1990) Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money *Review of Economic Studies*, april, 57, p.183-203.
- [5] Beare, J. B. (1976) A monetarist model of regional business. *Journal of Regional Science*, v.16, n. 1, p.57-63, 1976.
- [6] Carlino, G.; DeFina, R. (1999) "The Differential Effects of Monetary Policy: Evidence from the U.S. States and Regions", *Journal of Regional Science* 39.
- [7] Carlino, G.; Sill, K. (2000) "Regional Income Fluctuations: Common Trends and Common Cycles" *Federal Reserve bank of Chicago*. Working Paper 00-8, August 2000.
- [8] Castro, Cláudio Barra de.(2002). *Moeda e Espaço: os casos das Áreas Metropolitanas de São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Curitiba, Salvador e suas áreas de polarização*. Dissertação de Mestrado - CEDEPLAR-UFG.
- [9] Chick, V. (1993) Some scenarios for money na banking in the EC and their regional implications. In: RIMA, I.H. (Ed) *The political economy of global restructuring: economic organization as production*. Cheltenham: Edward Elgar, 1993. v.2 Trade and finance, p. 190-200
- [10] Christiano, L.J., Eichenbaum, M. e Evans, C.L. (1994) "Identification and the Effects of Monetary Policy Shocks" *Federal Reserve Bank of Chicago*, Working Paper, n.94-7.
- [11] D'Amico, N., Parigi, G., Trifilidis, M. (1990) I tassi d'interesse e la rischiosita degli impieghi bancari. In: BANCA D'ITALIA (Ed), *II Sistema Finanziario iel Mezzogiorno*, special issue of the Contributi all'analisi economica.. Rome: Banca d'Italia, 1990. p.305-47.
- [12] Dow, S.C. (1982) The regional composition of the bank multiplier process. *Scottish Journal of Political Economy*, v. 29, n.1, p.22-44, 1982.
- [13] Dow, S.C. (1987) Money and regional development. *Studies in Political Economy*, v.23, n.2, p.73-94, 1987.
- [14] Dow, S. C. (1990) *Financial markets and regional economic development: the canadian experience*. Aldershot: Averbury, 1990.
- [15] Dow, S. C. (1992) The regional financial sector: a scottish case study. *Regional Studies*, v. 26, n.7, p. 619-631, 1992.

- [16] Dow, S. C., Rodriguez-Fuentes, C. J. (1997) Regional finance: a survey. *Regional Studies*, v. 31, n. 9, p.903-20, 1997.
- [17] Duca, J.; Van Hoose, D. (1990) Optimal Monetary Policy in a Multisector Economy with an Economywide Money Market *Journal of Economics and Business*. 42:253-263.
- [18] Faini, R., Galli, G., Giannini, C. (1993) Finance and development: the case of southern Italy. In: GIOVANNINI, A. (Ed), *Finance and development: issues and experience*. Cambridge: Cambridge University, 1993. p.158-213.
- [19] Hamilton, J. (1994) *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- [20] Hutchinson, R.W., McKillop, D.G. (1991) Regional financial sector models: an application to the Northern Ireland financial sector. *Regional Studies*, v.24, n.5, p.421-31, 1991.
- [21] Hutchinson, R.W.; McKillop, D.G. (1991) "Financial Intermediaries and Financial Markets: A United Kingdom Regional Perspective." *Regional Studies*. December 1991; 25(6): 543-54.
- [22] Kouparitsas, M. (2001) "Is the United States an Optimum Currency Area? An empirical analysis of Regional business cycles" *Federal Reserve Bank of Chicago*, Working Paper 2001-22.
- [23] Kozlowski, P.J. (1991). Integrating money into regional models of leading indicators. *Review of Regional Studies* 21(3):235-48.
- [24] Loo, C.M., W. D. Lastrapes. (1988) Identifying the effects of money supply shocks on industry-level output. *Journal of Macroeconomics*, v. 20, n.3, p.431-49, 1988.
- [25] Mankiw, G. (1985) "Small Menu Costs and Large Business Cycle: A Macroeconomic Model of Monopoly." *Quarterly Journal of Economics*, may, 100, 529-37.
- [26] Mankiw, G.; Blinder, A. (1984) "Aggregation and stabilization policy in a multi-contract economy", *Journal of Monetary Economics*, v.13, n.1, January 1984, p.67-86.
- [27] Moore, C. L. e Hill, J. M. (1982). Interregional Arbitrage and the Supply of Loanable Funds. *Journal of Regional Science* 22(4): 499-512.
- [28] Moore, C.L., Karaska, G.J., Hill, J.M. (1985) The impact of the banking system on regional analyses. *Regional Studies*, v.19, n.1, p.29-35, Feb.1985.
- [29] Mundell, R. A. (1961) "A Theory of Optimum Currency Areas" *American Economic Review*, v.51, pp.657-665.
- [30] Roberts, R.B., Fishkind, H.H. (1979) The role of monetary forces in regional economic activity: an econometric simulation analysis. *Journal of Regional Science*, v.19, n.1, p.15-29, Feb.1979
- [31] Rotemberg, J.; Woodford, M. (1997) An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy, *NBER Macroeconomics Annual* 1997, p.297-346.

Tabela 1: *Comovements* dos Ciclos Regionais

| A. Correlação Contemporânea | | | | | | |
|-----------------------------|--------------------|------|------|------|------|------|
| Renda no Período t | Renda no Período t | | | | | |
| | BRA | CO | NE | N | SE | S |
| Brasil (BRA) | 1.00 | | | | | |
| Centro-Oeste (CO) | 0.81 | 1.00 | | | | |
| Nordeste (NE) | 0.60 | 0.42 | 1.00 | | | |
| Norte (N) | 0.37 | 0.40 | 0.40 | 1.00 | | |
| Sudeste (SE) | 0.89 | 0.79 | 0.52 | 0.38 | 1.00 | |
| Sul (S) | 0.59 | 0.65 | 0.38 | 0.29 | 0.72 | 1.00 |

| B. Correlação Defasada | | | | | | |
|------------------------|----------------------|------|------|------|------|------|
| Renda no Período t | Renda no Período t+1 | | | | | |
| | BRA | CO | NE | N | SE | S |
| Brasil (BRA) | 0.75 | 0.63 | 0.53 | 0.26 | 0.69 | 0.42 |
| Centro-Oeste (CO) | 0.43 | 0.54 | 0.46 | 0.34 | 0.33 | 0.41 |
| Nordeste (NE) | 0.43 | 0.31 | 0.63 | 0.42 | 0.43 | 0.31 |
| Norte (N) | 0.31 | 0.21 | 0.23 | 0.46 | 0.19 | 0.04 |
| Sudeste (SE) | 0.73 | 0.54 | 0.61 | 0.55 | 0.63 | 0.45 |
| Sul (S) | 0.47 | 0.45 | 0.23 | 0.19 | 0.58 | 0.57 |

- [32] Sims, C. (1998) "Stickiness", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v.49, n.1, December 1998, p. 317-356
- [33] Watson, M.W., Engle, R.F. (1983) "Alternative algorithms for the estimation of dynamic factor, MIMIC and varying coefficient models", *Journal of Econometrics*, v.23, p.385-400.

Tabela 2: Testes de Raiz Unitária

| Teste ADF | | |
|------------------|-----------|--------------------|
| Variável | Nível | primeira diferença |
| OIL | -2.055524 | -5.958677 |
| M/P | -1.703708 | -6.980158 |
| Valores críticos | | |
| 1% | -4.137279 | -4.140858 |
| 5% | -3.495295 | -3.496960 |
| 10% | -3.176618 | -3.177579 |
| Teste PP | | |
| Variável | Nível | primeira diferença |
| OIL | -2.243256 | -5.867135 |
| M/P | 7.264904 | -6.997884 |
| Valores críticos | | |
| 1% | -4.137279 | -4.140858 |
| 5% | -3.495295 | -3.496960 |
| 10% | -3.176618 | -3.177579 |
| Teste KPSS | | |
| Variável | Nível | primeira diferença |
| OIL | 0.099686 | 0.054116 |
| M/P | 0.190659 | 0.080063 |
| Valores críticos | | |
| 1% | 0.216000 | 0.216000 |
| 5% | 0.146000 | 0.146000 |
| 10% | 0.119000 | 0.119000 |

Tabela 3: Volatilidade Estimada dos Choques Estruturais

| | | testes χ^2 | | | | | |
|-----|------------|-----------------|----------------------|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|
| | desv-padr. | variância | Ho: var i = 0 | | | | |
| oil | 4.5470 | 20.6755 | 1.10E+19 (0.0000) | | | | |
| mp | 60.8604 | 3703.99 | 2.00E+28 (0.0000) | | | | |
| | desv-padr. | variância | Ho: var i = var com | Ho: var i = var se | Ho: var i = var ne | Ho: var i = var n | Ho: var i = var s |
| com | 1.2873 | 1.6572 | ... | ... | ... | ... | ... |
| se | 5.3898 | 29.0503 | 894.01 (0.0000) | ... | ... | ... | ... |
| ne | 3.0119 | 9.0715 | 174.84 (0.0000) | 9.97 (0.0000) | ... | ... | ... |
| n | 2.8457 | 8.0982 | 249.22 (0.0000) | 14.21 (0.0000) | 45.52 (0.3100) | ... | ... |
| s | 2.3835 | 5.6813 | 174.84 (0.0000) | 9.97 (0.0000) | 31.94 (0.0168) | 35.77 (0.0524) | ... |
| co | 3.0255 | 9.1538 | 281.70 (0.0000) | 16.07 (0.0000) | 51.46 (0.4555) | 57.64 (0.2429) | 82.17 (0.0037) |

OBS: () contém as probabilidades; com significa choques comuns na renda oil, é a primeira diferença do preço do petróleo, mp é a primeira diferença dos saldos monetários reais, e se, ne, n, s, co, os choques idiossincráticos às regiões sudeste, nordeste, norte, sul e centro-oeste respectivamente.

Tabela 4: Sensitividade aos Choques Comuns

| região i | γ_i/γ_{se} | testes χ^2 | | | |
|----------|------------------------|------------------------------|------------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | | Ho: $\gamma_{se} = \gamma_i$ | Ho: $\gamma_{ne} = \gamma_i$ | Ho: $\gamma_n = \gamma_i$ | Ho: $\gamma_s = \gamma_i$ |
| se | 1.00 | ... | ... | ... | ... |
| ne | 1.08 | 0.0000586 (0.9939) | ... | ... | ... |
| n | 1.09 | 0.000234 (0.9878) | 1.97E-07 (0.9996) | ... | ... |
| s | 1.03 | 3.33E-06 (0.9985) | 1.92E-05 (0.9995) | 1.41E-05 (0.9970) | ... |
| co | 1.30 | 0.000926 (0.9757) | 0.000934 (0.9756) | 0.000595 (0.9805) | 0.001106 (0.9735) |

OBS: () contém as probabilidades de Ho estar certo; se, ne n, s, e co simbolizam as regiões sudeste, nordeste, norte, sul e centro-oeste respectivamente.

Tabela 5: Decomposição de Variância dos Ciclos Regionais

| A. 1 período a frente | | | | | |
|-------------------------|-------------------------------------|--------|--------|--------|--------|
| Fonte de Inovação | Variação Total Referente à Inovação | | | | |
| | SE | NE | N | S | CO |
| Choque de Oferta | 1.16 | 1.73 | 0.14 | 1.96 | 0.07 |
| Política Monetária | 7.05 | 4.07 | 0.11 | 2.33 | 2.86 |
| Componente Comum | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.06 |
| Total Comp. Comuns | 8.22 | 5.81 | 0.26 | 4.30 | 2.99 |
| Comp. Idiossincrático | 91.78 | 94.19 | 99.74 | 95.70 | 97.01 |
| Total | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 |
| B. 10 períodos a frente | | | | | |
| Fonte de Inovação | Variação Total Referente à Inovação | | | | |
| | SE | NE | N | S | CO |
| Choque de Oferta | 18.02 | 17.42 | 4.36 | 8.44 | 5.97 |
| Política Monetária | 7.90 | 3.55 | 0.18 | 1.93 | 2.46 |
| Componente Comum | 3.60 | 12.07 | 14.99 | 17.41 | 12.79 |
| Total Comp. Comuns | 29.52 | 33.04 | 19.53 | 27.78 | 21.22 |
| Comp. Idiossincrático | 70.48 | 66.96 | 80.47 | 72.22 | 78.78 |
| Total | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 |