

**Insper Instituto de Ensino e Pesquisa
Faculdade de Economia e Administração**

Marina Delmondes de Carvalho

**IDENTIFICAÇÃO DE CHOQUES DE POLÍTICA
MONETÁRIA E SEUS EFEITOS: ABORDAGEM FAVAR
PARA O CASO BRASILEIRO**

**São Paulo
2010**

Marina Delmondes de Carvalho

**Identificação de choques de política monetária e seus efeitos:
abordagem FAVAR para o caso brasileiro**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas, como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador:
Prof. Dr. José Luiz Rossi Júnior – Insper

**São Paulo
2010**

Delmondes de Carvalho, Marina

Identificação de choques de política monetária e seus efeitos:
abordagem FAVAR para o caso brasileiro /Marina Delmondes de
Carvalho. – São Paulo: Insper, 2010.

45 f.

Monografia: Faculdade de Economia e Administração. Insper
Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador: Prof. Dr. José Luiz Rossi Júnior

1. Política monetária 2. VAR 3. Modelo fatorial

Marina Delmondes de Carvalho

**Identificação de choques de política monetária e seus efeitos: abordagem
FAVAR para o caso brasileiro**

Monografia apresentada à Faculdade de Economia do Insper, como parte dos requisitos para conclusão do curso de graduação em Economia.

Aprovado em Junho 2010

EXAMINADORES

Prof. Dr. José Luiz Rossi Júnior
Orientador

Prof. Dr. Marcelo Leite de Moura e Silva
Examinador

Prof. Dr. Eurílton Alves Araújo Júnior
Examinador

Agradecimento

Agradeço ao professor Fábio Gomes por toda a sua contribuição neste trabalho e por toda a sua ajuda ao longo da graduação. Muito obrigada!

Dedicatória

Dedico essa monografia ao meu professor e orientador, José Luiz Rossi Júnior, por ter acreditado em mim desde o início e ter me incentivado a buscar os meus mais difíceis objetivos. Ao longo desses quase quatro anos convivemos bastante e hoje posso dizer que ele é uma das pessoas mais admiráveis que conheço. A ele sou eternamente grata pela confiança, por tudo que me ensinou e pela sólida amizade que construímos.

Resumo

DELMONDES DE CARVALHO, Marina. Identificação de choques de política monetária e seus efeitos: abordagem FAVAR para o caso brasileiro. São Paulo, 2010. 45p. Monografia – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

É de conhecimento geral que a autoridade monetária baseia-se na análise de um grande número de séries econômicas para conduzir a política monetária do país. Apesar disso, grande parte dos trabalhos empíricos utilizam vetores auto-regressivos (VAR) de pequena escala para analisar os efeitos da política monetária. Visando eliminar essa incoerência, Bernanke, Boivin e Eliaz (2005) propõem a utilização do vetor auto-regressivo fatorial (FAVAR), em que a informação contida em um conjunto extenso de séries macroeconômicas é extraída utilizando alguns fatores que, em seguida, são incluídos no VAR. Essa metodologia elimina a necessidade de realizar escolhas arbitrárias sobre quais variáveis incluir no estudo, além de permitir a obtenção de respostas ao impulso para séries não incluídas diretamente no VAR. Esse trabalho emprega essa metodologia para a economia brasileira, utilizando 125 séries mensais para o período de janeiro de 1995 a setembro de 2009. Os resultados obtidos foram condizentes com aqueles previstos pela teoria econômica, com destaque para a ausência de um *price puzzle*. Esse trabalho também comparou o FAVAR com o VAR, concluindo que os resultados foram similares entre os dois.

Palavras-chave: FAVAR, política monetária, componente principal

Abstract

DELMONDES DE CARVALHO, Marina. Identification of monetary policy shocks and its effects: FAVAR methodology for the Brazilian economy. São Paulo, 2010. 45p. Monograph – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

It is well known that the monetary authority uses a large number of economic data when deciding about monetary policy. Despite this fact, most empirical work applies small-scale vector autoregressives (VAR) in order to analyze the effects of monetary policy. Bernanke Boivin and Eliaz (2005) introduce the factor augmented vector autoregressive (FAVAR) in order to approximate the information set used in empirical work with the one used by the monetary authority. Under this methodology, the information contained in a large set of data is extracted using few factors, which are then included in the VAR. The FAVAR rules out the need to use arbitrary choices when deciding about which series to include in the study and also allows obtaining impulse responses for all the series included in the data set. This work applies this methodology to the Brazilian economy, using 125 monthly series for the period between January of 1995 and September of 2009. Overall, the results obtained were consistent with economic theory and no price puzzle was observed. This work also compared the FAVAR with the VAR, concluding that the results were very similar under both methodologies.

Keywords: FAVAR, monetary policy, principal component

Sumário

1 Introdução	9
2 Revisão da Literatura	11
3 Metodologia	15
3.1 Modelo	15
3.2 Dados	16
3.3 Estimação	17
4 Resultados Empíricos	21
4.1 FAVAR	21
4.2 Comparação VAR-FAVAR	23
4.3 Robustez	24
5 Conclusão	28
Referências	30
Apêndice A	33
Apêndice B	37

1 Introdução

Nos últimos anos observou-se um esforço mundial em promover mudanças institucionais, visando uma maior formalização e transparência do processo de condução da política monetária. Um exemplo disso é o crescente número de países que operam com o sistema metas de inflação. Enquanto em 2000 apenas onze países haviam adotado esse sistema, em 2010 esse número passou para vinte e seis, representando um aumento de mais de cem por cento (Roger (2010)). No Brasil, essa tendência se mostrou através da criação do Copom (Comitê de Política Monetária do Banco Central) em 1996 e, em 1999, da adoção do câmbio flexível e do sistema de metas de inflação. Essas mudanças foram particularmente significativas, pois consolidaram a estabilização da economia, após um longo período de inflação descontrolada. Em decorrência desse novo cenário econômico e institucional, a política monetária retomou o seu papel como instrumento capaz de promover ajustes de curto prazo.

Não surpreendentemente, o interesse em estudar o mecanismo de transmissão dessa política tem sido crescente. Isso se justifica, como exposto em Bernanke e Mihov (1998), uma vez que a mensuração eficiente dos efeitos da política é fundamental para que os seus formuladores as elaborem com precisão. Ao mesmo tempo, Christiano, Eichenbaum e Evans (1998) ressaltam que estudos empíricos são utilizados para ajudar na escolha de modelos quantitativos de equilíbrio geral concorrentes.

Nesse sentido, este trabalho visa contribuir para o avanço do estudo sobre política monetária, ao realizar um estudo empírico para o Brasil empregando a metodologia proposta em Bernanke, Boivin e Elias (2005)¹, denominada vetor auto-regressivo fatorial (FAVAR). Essa metodologia diferencia-se das tradicionalmente utilizadas, pois considera um conjunto de informação muito mais rico, aproximando-se daquele utilizado pela autoridade monetária. Esta riqueza é devida a inclusão no VAR de fatores comuns extraído de um conjunto de séries macroeconômicas.

Este trabalho utilizou séries mensais abrangendo o período pós Real, de janeiro de 1995 a setembro de 2009. A abordagem FAVAR gerou resultados condizentes com a teoria econômica. Por exemplo, diferentemente de Minella (2003) e Ortega (2005), um choque monetário contracionista provocou uma queda no nível de preços, não havendo portanto evidência de um *price puzzle*. Entretanto, ao comparar essa metodologia com o vetor auto-

¹ Bernanke, Boivin e Elias (2005) será referenciado no restante do texto como BBE (2005).

regressivo (VAR) usualmente empregado, foi possível concluir que o ganho informacional ao acrescentar o modelo fatorial não foi substancial. Esse resultado provavelmente se deve à incapacidade de, utilizando poucos fatores, capturar a informação contida no extenso conjunto de séries macroeconômicas do Brasil, considerado neste trabalho.

A próxima seção apresenta uma breve revisão da literatura existente sobre política monetária, enfatizando a identificação de seus choques e os impactos destes sobre as variáveis macroeconômicas. A seção 3 descreve a metodologia FAVAR que será aplicada no teste empírico, focando nas suas particularidades econométricas em relação às demais e vantagens resultantes dessas. A seção seguinte apresenta os resultados empíricos obtidos. Por fim, encontra-se a seção 5, que retoma as principais conclusões deste trabalho.

2 Revisão da Literatura

Desde os trabalhos de Bernanke e Blinder (1992) e Sims (1992), o VAR se tornou a metodologia padrão aplicada na análise de choques de política monetária e mensuração de seus efeitos sobre as variáveis macroeconômicas. O emprego recorrente do VAR nessa literatura deve-se à sua simplicidade. Como elucidado em BBE (2005), esse método é capaz de fornecer resultados admissíveis sobre as respostas dinâmicas de importantes variáveis aos choques de política monetária, sem a necessidade de estimar todo o modelo macroeconômico.

Apesar das vantagens atribuídas ao VAR, essa metodologia não está isenta de críticas. Não existe consenso entre os economistas, por exemplo, sobre qual método utilizar para identificar esses choques de política. A escolha de diferentes métodos de identificação leva a implicações distintas sobre as respostas dinâmicas das variáveis aos choques.

Christiano, Eichenbaum e Evans (1998) apresentam uma discussão sobre os diferentes esquemas de identificação existentes na literatura. Segundo os autores, é bastante comum adotar a hipótese de recursividade, em que o choque de política monetária é ortogonal ao conjunto de informação utilizado pela autoridade monetária. Sob essa suposição faz-se necessário classificar as variáveis incluídas no VAR em três grupos. O primeiro deles consiste de variáveis que compõem o conjunto informacional da autoridade monetária e que respondem a um choque de política com pelo menos um período de defasagem. Já o segundo grupo inclui apenas o instrumento operacional de política monetária. Por fim, o terceiro grupo é constituído pelas variáveis que respondem de forma contemporânea aos choques.

Também de acordo com Christiano, Eichenbaum e Evans (1998), dentro da hipótese de recursividade existem três esquemas de identificação que servem como *benchmark*. O primeiro deles utiliza a taxa de juros de curto prazo como o instrumento de política. Essa escolha baseia-se em argumentos institucionais. O segundo esquema adota reservas bancárias não obtidas por empréstimos como instrumento operacional. A adoção desse instrumento é justificada em Christiano e Eichenbaum (1992), ao argumentar que mudanças nessa variável refletem choques exógenos de política monetária, não sendo interferido por choques de demanda por moeda. Finalmente, o último esquema trata como instrumento de política a razão reservas bancárias não obtidas por empréstimos e total de reservas. Essa medida foi proposta por Strongin (1995) sob o argumento de que a demanda por reservas total é completamente inelástica em relação à taxa de juros no curto prazo e, portanto, um choque de política monetária inicialmente apenas muda a composição do total de reservas.

Apesar de ser comumente adotada, a hipótese da recursividade limita a existência de simultaneidade na determinação das variáveis do modelo. Sendo assim, existem trabalhos que utilizam VARs estruturais, abandonando a suposição de que a autoridade monetária analisa apenas variáveis predeterminadas em relação ao choque de política monetária. Dessa forma, não é mais possível isolar o choque usando método de OLS. Para tanto, seria necessário fazer outras suposições. BBE (2005) explica que alguns trabalhos impõem restrições contemporâneas, isto é, restrições na matriz que relaciona os choques estruturais com o erro do VAR, enquanto outros impõem restrições no formato das respostas impulso para horizontes mais longos de tempo. Esses esquemas de identificação também são alvo de críticas. Uma delas é a arbitrariedade das restrições contemporâneas, já que não existe consenso sobre quais devem ser adotadas. Já as restrições de longo prazo são criticadas por nem sempre gerarem resultados plausíveis para a dinâmica de curto prazo. Segundo Faust e Leeper (1997), isso só acontece quando a estrutura da economia obedece a um conjunto de fortes restrições.

Outra crítica ao uso do VAR baseia-se no fato de essa metodologia considerar apenas as mudanças não antecipadas na política monetária. Como apontado em Sims e Zha (1998), grande parte das alterações de política é sistemática. Isto é, são respostas às variações do estado da economia. O VAR não considera esse componente sistemático e, portanto, subestima o efeito da política monetária.

Tendo em vista essa última crítica é interessante mencionar o debate existente sobre qual a fonte de choque de política monetária. Christiano, Eichenbaum e Evans (1998) destacam que o componente sistemático é tipicamente formalizado pela estimação de uma função de reação, e o erro da equação que a relaciona ao instrumento de política é normalmente considerado como o choque. Existem três principais interpretações para esses choques. A primeira delas é a mudança na preferência da autoridade monetária, por exemplo, em decorrência de uma mudança no poder político. Isso provoca uma alteração nos pesos relativos das variáveis na função de reação. Já a segunda interpretação foi proposta em Ball (1995) e Chari, Christiano e Eichenbaum (1998). Esses trabalhos argumentam que a autoridade monetária tende a evitar os custos sociais de frustrar as expectativas dos agentes e, portanto, uma mudança nessas expectativas pode levar a um choque exógeno. Por fim, a terceira fonte é a presença de erros de medida nas séries utilizadas para a tomada de decisão. Essa interpretação para um choque é observada em Bernanke e Mihov (1995) e Hamilton (1997).

Outro problema com o emprego do VAR é que alguns resultados obtidos não condizem com o arcabouço teórico. O *price puzzle* é o principal deles. Em muitos trabalhos que empregam o VAR encontra-se o resultado de que um choque monetário contracionista é seguido por um aumento da inflação². Sims (1992) fornece uma explicação para o *price puzzle* que baseia-se no fato de o VAR não incluir séries que captem uma pressão inflacionaria futura. Sendo assim, o choque contracionista seria uma resposta antecipada a essa pressão e, portanto, sendo capaz de conter apenas parcialmente esse aumento futuro do nível de preços. Alguns trabalhos, como Sims (1992), Bernake e Mihov (1998) e Christiano, Eichenbaum e Evans (1998), conseguem eliminar o *price puzzle* apenas com a inclusão de variáveis como preços de commodities. Ademais, o aumento da inflação após um choque monetário contracionista pode ser consistente com modelos teóricos. Barth e Ramey (2001), por exemplo, desenvolvem um modelo no qual a contração monetária provoca um aumento do custo marginal das firmas que, por sua vez, é repassado para os preços³.

Apesar de existirem modelos teóricos que explicam a relação contra-intuitiva entre um choque monetário contracionista e inflação, e existirem trabalhos capazes de inverter essa relação com a inclusão de mais uma série de preços, é preciso considerar o fato de que a explicação para o *price puzzle* proposto por Sims (1992) coloca em evidência o principal problema da utilização do VAR, a saber, o uso de um conjunto de informação, por vezes, limitado. É de conhecimento geral que a autoridade monetária utiliza um conjunto de informação bastante amplo. As atas das reuniões do Copom, por exemplo, destacam a evolução de um número elevado de variáveis macroeconômicas. Isso está de acordo com Svensson (2002), que afirma que o sistema de metas de inflação, ao invés de envolver decisões mecânicas em relação ao instrumento de política, baseia-se em um processo elaborado de tomada de decisão que requer uma análise minuciosa de uma grande quantidade de informação. Bernanke, atual presidente do Federal Reserve, aponta em Bernanke e Boivin (2003) que o FOMC utiliza centenas de variáveis na sua tomada de decisão. Apesar de nem todas as séries monitoradas serem incluídas na função de reação, elas são relevantes para ajudar na previsão das variáveis que são consideradas diretamente na tomada de decisão. O fato de o formador de política arcar com o custo de obter tanta informação revela a importância de um conjunto informacional rico (Bernanke e Boivin (2003)).

² O termo *price puzzle* foi introduzido por Eichenbaum (1992). Minella (2003) encontra evidência de *price puzzle* também para dados do Brasil.

³ Outros trabalhos que apresentam explicações teóricas para a relação positiva entre taxa de juros e inflação incluem Beaudry e Deveraux (1995) e Fuerst (1992).

A preservação de graus de liberdade requer que o VAR inclua um número reduzido de variáveis. De fato, BBE (2005) destaca que, em geral, não mais do que oito variáveis são consideradas⁴. Portanto, é pouco provável que essa metodologia seja capaz de englobar toda a informação utilizada pelos bancos centrais. Logo, torna-se necessário considerar que os resultados obtidos utilizando essa metodologia podem ser viesados devido a omissão de variáveis relevantes. Particularmente, o componente sistemático das alterações na política monetária pode ser confundido com choques, resultando em respostas dinâmicas que não condizem com as previstas pelos modelo macroeconômicos mais usuais.

Visando corrigir o problema com o emprego do VAR, BBE (2005) combina a análise VAR com a análise fatorial (FAVAR) para identificar os choques de política monetária e seus efeitos. Ao incluir a análise fatorial torna-se possível utilizar um número muito mais extenso de séries econômicas, sem a perda de graus de liberdade, já que apenas os fatores extraídos do conjunto de séries são incluídos diretamente no VAR. BBE (2005) utilizou um painel com 120 séries macroeconômicas mensais, cobrindo o período de janeiro de 1959 a agosto de 2001. Problemas como o *price puzzle* foram atenuados, corroborando o argumento apresentado em Sims (1992).

A utilização do FAVAR na literatura sobre impactos de choques de política monetária representa um grande avanço em relação ao VAR tradicionalmente aplicado. Uma primeira vantagem, apontada em BBE (2005), é o fato de ser possível obter resposta ao impulso para todas as variáveis utilizadas, não apenas para aquelas diretamente incluídas no VAR. Outra vantagem é o fato de não ser necessário especificar uma série como *proxy* para um conceito teórico. BBE (2005) destaca um exemplo dessa vantagem ao mostrar que o conceito de “atividade econômica” não precisa ser representado pela série de produção industrial ou PIB real. O uso das séries não é excludente, e outras, como emprego e vendas, também podem ser incluídas. Não sendo, portanto, necessário recorrer a escolhas arbitrárias.

Essas vantagens ficam mais claras com a apresentação do modelo utilizado para estimar o FAVAR, evidenciando os possíveis ganhos em empregar essa metodologia para o Brasil. A próxima seção apresenta esse modelo, assim como descreve os procedimentos econométricos adotados para obter os resultados deste trabalho.

⁴ Alguns trabalhos conseguem aumentar o número de variáveis ao empregar VARs Bayesianos. Por exemplo, Leeper, Sims e Zha (1996) conseguem incluir até vinte variáveis no VAR. Já Bábura, Giannone e Reichlin (2008), utilizando o método de contração Bayesiana, estimam um VAR com 131 séries.

3 Metodologia

3.1 Modelo

O FAVAR utilizado por BBE (2005) considera que existe um vetor $M \times 1$ de variáveis econômicas observáveis (Y_t) e também um vetor $K \times 1$ de fatores que não são observáveis (F_t). Nesse trabalho o vetor Y_t inclui, inicialmente, apenas o instrumento de política monetária do Banco Central. Esse instrumento é considerado como determinado exogenamente pela autoridade monetária. Note que K deve ser pequeno para preservar graus de liberdade, já que será incluído no VAR. A dinâmica de (F_t, Y_t) é dada por:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (3.1)$$

em que $\Phi(L)$ é um polinômio de defasagens de ordem d . Esse polinômio, a princípio, pode conter restrições como em um VAR estrutural. O erro v_t tem média zero e matriz de covariância Q .

Deve-se notar que é possível que a equação (3.1) se reduza a um VAR tradicional caso os termos do polinômio $\Phi(L)$ que relacionam Y_t e F_{t-1} sejam todos nulos. Entretanto, caso esse não seja o caso, o modelo correto é um FAVAR e a omissão dos fatores no modelo – isto é, a estimação de um VAR – gera estimativas viesadas dos coeficientes, comprometendo as análises feitas posteriormente.

O fato de F_t não ser observável impede a estimação direta de (3.1). Todavia, como os fatores são forças que interferem no estado da economia, espera-se ser possível estimá-los por meio de um conjunto de séries macroeconômicas, que podem ser agrupadas em um vetor $N \times 1$ denominado X_t . De acordo com BBE (2005), N deve ser grande para que seja possível melhorar a qualidade da estimação de F_t . A equação (3.2) mostra como X_t e F_t , além do próprio Y_t , se relacionam:

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \quad (3.2)$$

em que Λ^f é uma matriz $N \times K$ de cargas fatoriais, Λ^y é $N \times M$ e e_t é um vetor $N \times 1$ de erros, com média zero. A equação (3.2) mostra a idéia de que F_t é a força que guia a dinâmica comum de X_t (BBE (2005)).

A próxima seção apresenta os dados utilizados neste trabalho, contribuindo para uma mais fácil compreensão do método de estimação da equação (3.2) que, por sua vez, é apresentado na seção 3.3.

3.2 Dados

A escolha das séries foi baseada em BBE (2005), ajustando pela disponibilidade dessas séries para o Brasil. Ou seja, foram utilizadas séries de produção, preços, moeda, consumo, renda, crédito e emprego. A frequência é mensal e o período analisado compreende janeiro de 1995 a setembro de 2009.

Inicialmente, considerou-se incluir adicionalmente séries de expectativas das principais variáveis macroeconômicas, pois, como discutido na Revisão da Literatura, a autoridade monetária monitora as expectativas dos agentes e tende a evitar o custo social de frustrá-las. Entretanto, essas séries só estão disponíveis para o Brasil a partir de 2001 e, portanto, não foi possível utilizá-las neste trabalho. Outro ponto que deve ser mencionado é que não existem séries de consumo das famílias, investimento e desemprego em nível nacional com periodicidade mensal. Sendo assim, não foi possível incluir séries que captassem especificamente esses aspectos da economia.

A base de dados utilizada contém 125 séries macroeconômicas⁵. Considerando as ressalvas feitas sobre a disponibilidade dos dados, temos que apesar de superar as 120 séries utilizadas em BBE (2005), a base de dados desse trabalho engloba menos aspectos econômicos. Ademais, BBE (2005) considera séries com 512 observações, enquanto que as séries deste trabalho contêm apenas 177.

Foi feito teste de raiz unitária ADF em todas as séries e, em seguida, diferenciou-as o número de vezes necessário para que se tornassem estacionárias. As séries que apresentaram componente sazonal foram dessazonalizadas e as séries nominais foram deflacionadas pelo IPCA. O IPCA foi escolhido pois o Banco Central do Brasil o utiliza como base para a meta de inflação. O Apêndice A apresenta a lista com todas as variáveis utilizadas neste trabalho, explicitando qual transformação foi feita em cada caso.

⁵ A relação das séries encontra-se no Apêndice A.

3.3 Estimação

Em BBE (2005) o sistema (3.1) - (3.2) é estimado utilizando duas abordagens distintas. A primeira delas usa componentes principais em dois estágios. O segundo método contém apenas um estágio, sendo utilizada uma abordagem Bayesiana na qual as equações (3.1) e (3.2) são estimadas conjuntamente por técnicas de verossimilhança baseadas no amostrador de Gibbs.⁶

Os resultados obtidos em BBE (2005) sugerem que, além de ser uma estimação computacionalmente mais simples, o método de componentes principais em dois estágios se mostrou superior ao segundo método. As respostas das variáveis ao choque apresentaram o sinal e magnitude esperados para a especificação em dois estágios, enquanto que a especificação usando Bayesiana gerou respostas imprecisas para algumas séries, além de não eliminar, por exemplo, o *price puzzle*. BBE (2005) sugere que provavelmente o choque de política não foi bem identificado. Para analisar mais profundamente a diferença entre os dois métodos, BBE (2005) gerou fatores usando o mesmo esquema de identificação para os dois métodos. Ainda assim, a estimação com componentes principais apresentou resultados mais plausíveis. Sendo assim, concluiu-se que a superioridade do primeiro método foi por conta de como foi feita a estimação e não do esquema de identificação adotado.

A estimação por componentes principais em dois estágios é feita da seguinte forma. No primeiro estágio os fatores são estimados por meio de (3.2) usando componentes principais. Assim, obtém-se o espaço gerado pelos componentes, $C_t = (F_t', Y_t')$. Entretanto, o interesse está em \hat{F}_t , isto é, a parte do espaço gerado por \hat{C}_t , mas que não é gerado por Y_t .⁷ O segundo estágio consiste em estimar o VAR, ou (3.1), utilizando \hat{F}_t no lugar de F_t . Com isso é possível obter $\hat{\Phi}(L)$. Uma vez estimado o VAR, é possível obter as funções de resposta ao impulso tanto dos fatores como das séries originais.

Para realizar a estimação dos fatores é necessário determinar um esquema de identificação. Como na estimação por componentes principais os fatores são obtidos inteiramente da equação de observação (3.2), basta restringir diretamente os fatores tal que $F^{i'} F^i / T = I$ para que fosse possível identificar os fatores de forma única.

⁶ Essas técnicas foram desenvolvidas por Geman e Geman (1984), Gelman e Rubin (1992) e Carter e Kohn (1994). Ver BBE (2005) para uma discussão de sua aplicação em um FAVAR.

⁷ Mais adiante será explicado como \hat{F}_t foi obtido.

Um segundo ponto diz respeito ao esquema de identificação adotado para obter a inovação no VAR ou, mais especificamente, para o caso do modelo adotado neste trabalho, a inovação na política monetária. Assim como em BBE (2005), é adotado um arcabouço recursivo no qual o instrumento de política é ordenado por último na estimação do VAR. Entretanto, deve-se notar que essa ordenação impõe a restrição de que os fatores não podem responder contemporaneamente a uma inovação na política monetária. Por isso torna-se importante utilizar \hat{F}_t ao invés de \hat{C}_t .

Para obter os fatores livres do efeito do instrumento de política, segue-se o procedimento de BBE (2005), discriminando as variáveis entre “resposta rápida” e “resposta lenta”. As séries “resposta rápida” são caracterizadas como aquelas muito sensíveis a choques econômicos e notícias contemporâneos. Já as “resposta lenta” são basicamente predeterminadas no período corrente. Exemplos de variáveis classificadas como “resposta lenta” incluem séries de produção e de preços, enquanto que exemplos de variáveis de “resposta rápida” incluem séries de taxa de juros, de mercado financeiro e de câmbio⁸. Em seguida, são estimados, também por componentes principais, K fatores utilizando apenas o grupo de variáveis de “resposta lenta”. O passo seguinte é estimar a regressão:

$$\hat{C}_t = b_{F^s} \hat{F}_t^s + b_Y Y_t + e_t \quad (3.3)$$

Por fim, constrói-se $\hat{F}_t = \hat{C}_t - \hat{b}_Y Y_t$ e estima-se o VAR utilizando \hat{F}_t e Y_t . Deve-se notar que, como os fatores foram estimados utilizando componentes principais, eles são ortogonais por construção. Sendo assim, a maneira como os fatores são ordenados no VAR não é relevante para a obtenção das respostas impulso.

Número de Fatores

A literatura sobre análise multivariada propõe diversos critérios para determinar o número de fatores adequado para representar um conjunto de séries. Muitos trabalhos empíricos, por exemplo, adotam o método proposto em Bai e Ng (2002)⁹. Todavia, nenhum dos critérios considera o fato de que os fatores serão incluídos no VAR e, portanto, existe uma

⁸ O apêndice com a lista das séries utilizadas inclui a classificação das séries entre “resposta rápida” e “resposta lenta”. Ver BBE(2005) para mais detalhes sobre o critério para a classificação das variáveis.

⁹ Bai e Ng (2002) propõem funções de penalização que consideram tanto o tamanho da cross section como a dimensão temporal da base de dados. Os critérios resultantes são variações dos critérios de informação comumente utilizados na literatura de séries temporais (AIC e BIC), já que estes tendem a superestimar o número adequado de fatores.

restrição devido à perda de graus de liberdade. Sendo assim, esse trabalho estimou o VAR utilizando quatro e seis fatores, de forma a comparar os resultados entre eles.

A escolha do número de fatores foi baseada em diversos aspectos. O primeiro deles foi o fato, anteriormente mencionado, de que em geral não mais do que oito variáveis são incluídas no VAR em trabalhos empíricos. Adicionalmente, a disponibilidade das séries para o Brasil restringe o estudo ao período após o Plano Real. Dessa forma, o reduzido número de observações torna ainda mais acentuada a necessidade de estimar um modelo parcimonioso.

Foi escolhido inicialmente seguir BBE (2005) e estimar o FAVAR com três e cinco fatores. Entretanto, os três fatores de maiores autovalores explicaram somente 33% da variabilidade do conjunto X_t e ao incluir o quarto fator, esse percentual explicado aumentou para 38%. Julgou-se que a perda de graus de liberdade na estimação do VAR seria compensada pelo aumento do poder explicativo dos fatores. Portanto, optou-se por utilizar quatro e seis fatores.

Mesmo com seis fatores o poder explicativo da variabilidade do conjunto de dados foi de apenas 46%. Esse resultado é similar ao obtido em Ortega (2005), que também estima fatores por componentes principais para séries macroeconômicas do Brasil pós Plano Real e obtém que cinco fatores conseguem explicar 46% da variabilidade¹⁰.

Resposta ao Impulso

A função de resposta dos fatores ao impulso no instrumento de política monetária foi obtida utilizando a decomposição de Cholesky. O erro padrão das estimativas foi calculado utilizando o método de Monte Carlo com 1000 repetições e não de forma analítica baseado em resultados assintóticos. Essa escolha foi feita por conta do reduzido número de observações nas séries.

A partir das funções de resposta ao impulso dos fatores foi possível obter a função de resposta ao impulso para qualquer uma das séries incluídas em X_t . Deve-se notar que como foram utilizados $K < N$ fatores e como as funções de resposta ao impulso são dos fatores ortogonalizados em relação ao instrumento de política monetária, não foi possível recuperar

¹⁰ Ortega (2005) também utiliza análise fatorial para extrair a informação contida em um grande conjunto de dados brasileiros com o intuito de analisar política monetária. Todavia, o uso desses fatores em Ortega (2005) não é o mesmo que neste trabalho. Em Ortega (2005) os fatores são utilizados como instrumentos em uma regra de Taylor forward looking e, no VAR, apenas como regressores adicionais. Ademais, o período considerado em Ortega (2005) é de janeiro de 1995 a janeiro de 2004, sendo portanto, um subconjunto do período considerado neste trabalho.

uma variável X_{it} como função dos fatores através da matriz de cargas fatoriais da estimação por componentes principais. Para obter a resposta impulso, a variável de interesse, X_{it} , foi escrita como uma combinação linear dos fatores incluídos no VAR, isto é:

$$X_{it} = \alpha_1 \hat{F}_{1t} + \alpha_2 \hat{F}_{2t} + \dots + \alpha_K \hat{F}_{Kt} + u_t \quad (3.4)$$

Em seguida, obteve-se a função de resposta ao impulso de cada variável como sendo a combinação linear daquelas dos fatores. Para construir o intervalo de confiança também foi feita simplesmente uma soma ponderada da variância das respostas dos fatores utilizando os pesos α_j^2 , uma vez que os fatores são ortogonais entre si. Para obter estimativas dos pesos α_j , a variável de interesse foi projetada no espaço gerado pelos fatores.

4 Resultados Empíricos

4.1 FAVAR

Os principais resultados da estimação do FAVAR estão apresentados nas Figuras 1-3.¹¹ Cada figura mostra as respostas de uma seleção de variáveis macroeconômicas a um choque de um desvio padrão na taxa Selic, que é considerado o instrumento de política monetária para o Brasil. As figuras também incluem intervalos com 90% de confiança. A Figura 1 mostra o resultado para o FAVAR estimado com quatro fatores, enquanto que a Figura 2 apresenta o resultado para o modelo com seis fatores.

O FAVAR incluindo quatro fatores foi estimado com três defasagens. Apesar de os critérios de informação indicarem que o melhor modelo deveria incluir apenas duas defasagens, foi necessário adicionar mais uma para obter resíduos não serialmente correlacionados¹². Os resultados para as principais variáveis foram, de maneira geral, coerentes com a teoria em termos de sinal e duração. Após um choque de política monetária contracionista há uma queda na produção industrial, que atinge um mínimo dois meses após a contração monetária. O efeito se torna nulo depois de mais três meses, sendo consistente com a neutralidade de longo prazo da moeda. Minella (2003), ao estimar um VAR para o período de setembro de 1994 a dezembro de 2000, obteve uma resposta mais persistente da produção, retornando a zero apenas após vinte meses. Ortega (2005) obteve um resultado similar ao de Minella (2003), estimando tanto um VAR puro como um VAR com fatores dinâmicos, considerando séries mensais para o período de janeiro de 1995 a janeiro de 2004.

O comportamento do IPCA também foi como esperado e merece ser destacada a ausência do *price puzzle*. Há uma queda na taxa de inflação como consequência do choque na taxa Selic. O efeito negativo tem o seu pico em três meses e ao final do sexto mês a resposta retorna a zero. Esse resultado é mais condizente com os modelos teóricos do que aquele obtido por Minella (2003) e Ortega (2005), que encontraram evidência a favor do *price puzzle*.¹³ Dessa forma, podemos concluir que quatro fatores conseguem captar informação suficiente para que o comportamento dos preços siga aquilo previsto pela teoria. Ademais, deve-se notar que o impacto na produção foi superior em termos de magnitude do que aquele sobre a inflação.

¹¹ As Figuras 1-10 encontram-se no Apêndice B.

¹² A inclusão de mais defasagens praticamente não alterou o formato das respostas ao impulso.

¹³ Minella (2003) utilizou a série do IGP-DI e não a do IPCA.

A base monetária sofre uma contração após o choque. Esse resultado é bastante razoável e evidencia a ausência de um *liquidity puzzle*, que muitas vezes aparece em trabalhos empíricos usando VARs. Convém destacar que a resposta da base monetária foi mais errática do que as demais. Ao observar a Figura 1 também nota-se que o choque contracionista provoca uma redução na utilização da capacidade instalada, um aumento na taxa de desemprego e uma queda no faturamento real da indústria e no consumo de energia, que é freqüentemente utilizado como medida de atividade econômica. Todos esses resultados estão de acordo com o esperado, baseado na teoria sobre os impactos de uma contração monetária.

O FAVAR estimado com seis fatores também incluiu três defasagens. Os resultados foram muito similares aos do modelo estimado com quatro fatores, tanto em termos de sinal como também de duração e magnitude. A Figura 3 coloca em um mesmo gráfico as respostas dos dois FAVARs, para que seja possível uma melhor comparação dos resultados. Nota-se que o trajeto das respostas do IPCA, base monetária, taxa de desemprego e utilização da capacidade instalada ao longo do tempo é um pouco mais suave no FAVAR com seis fatores. Isso sugere que há um ganho informacional ao aumentar o número de fatores.

Apesar da plausibilidade dos resultados obtidos, é importante discutir a imprecisão das estimativas. Tanto para o modelo com quatro como para o modelo com seis fatores, as respostas das variáveis de inflação, utilização da capacidade instalada, e taxa de desemprego foram não significativas para todos os períodos. Os resultados para o FAVAR com seis fatores foram ainda mais imprecisos já que as respostas do consumo de energia e base monetária também foram não significativas. Adicionalmente, as demais variáveis apresentaram respostas significativas apenas para os três meses iniciais.

A imprecisão desses resultados pode ter mais de uma explicação. Algo que provavelmente contribuiu para isso foi o limitado número de observações das séries, que não só tem impacto sobre a variabilidade das estimativas dos coeficientes do VAR, como também impossibilita a inclusão de mais fatores no modelo. Para lidar com isso seria necessário expandir o período estudado. Todavia, isso implicaria que menos séries seriam utilizadas, uma vez que muitas séries da base de dados tiveram início no segundo semestre de 1994. Além disso, as séries apresentariam quebra estrutural por conta da mudança de regime.

4.2 Comparação VAR-FAVAR

Uma maneira de avaliar a contribuição informacional dos fatores é comparar os resultados obtidos estimando um FAVAR com aquele utilizando um VAR de pequena escala. Entretanto, para poder medir com precisão essa contribuição marginal deve-se seguir a estimação proposta em BBE (2005), que consiste em perceber que o FAVAR não é um modelo puramente fatorial – isto é – inclui também um vetor de variáveis observáveis. Dessa forma, pode-se incluir em Y_t as séries observáveis geralmente incluídas no VAR. Ou seja, uma série de produção industrial como medida de atividade real, uma série de preços e uma série de câmbio. O câmbio foi incluído devido a sua importância na análise feita pela autoridade monetária, principalmente no contexto de metas de inflação. Taylor (2000) argumenta que o impacto do câmbio sobre a inflação depende positivamente da persistência da inflação. Já Calvo e Reinhart (2000), utilizando um VAR, mostram que o *passthrough* é maior para países emergentes. Sendo assim, no caso brasileiro, a autoridade monetária deve se preocupar em responder às flutuações no câmbio para conter o *passthrough*.

Ao comparar os resultados desse VAR com ou sem \hat{F}_t torna-se possível avaliar o ganho em considerar um conjunto informacional mais amplo. Sendo assim, três VARs foram estimados, um incluindo apenas Y_t , outro contendo também \hat{F}_t com um fator e, por fim, um contendo \hat{F}_t com dois fatores. É importante mencionar que, ao incluir variáveis observáveis além do instrumento de política, a ordenação dessas variáveis torna-se relevante considerando que foi adotada a hipótese da recursividade e não há garantia de ortogonalidade entre elas. Portanto, para o exercício de comparação do VAR com o FAVAR considerou-se a *benchmark ordering*, ou seja, produção industrial, série de preços, câmbio e, por fim, taxa de juros. Para estimar o FAVAR, os fatores foram adicionados logo antes da taxa de juros, uma vez que foram construídos a partir tanto de séries de preços, produção e câmbio, como também de séries que respondem mais rapidamente a um choque na taxa de juros.

Os resultados encontram-se nas Figuras 4-7. Todos os VARs incluíram três defasagens. Percebe-se que o VAR estimado sem nenhum fator resultou em respostas impulso para inflação e produção muito similares ao resultado obtido nos FAVARs em termos de sinal. Todavia, apesar de o resultado ter sido similar para a produção industrial também em termos de duração, o impacto do choque contracionista foi mais persistente para o VAR.

A resposta do câmbio também apresentou o formato esperado. Diante de um choque monetário contracionista, houve uma apreciação cambial seguida por uma leve depreciação,

até que o impacto retornou a zero. Esse comportamento evidencia a existência de um *overshooting*, que é um fenômeno bastante comum na literatura empírica sobre taxa de câmbio.¹⁴ Não foi possível fazer uma comparação entre a resposta do câmbio para o VAR e FAVAR, pois os coeficientes da projeção do câmbio no espaço gerado pelos fatores foram todos insignificantes e, portanto, julgou-se que seria inadequado utilizar a resposta ao impulso do câmbio obtida pelo FAVAR.

A inclusão de um e dois fatores no VAR alterou muito pouco os resultados, como visto na Figura 7. A inclusão dos fatores apenas aumentou levemente a magnitude e a duração do impacto da contração monetária sobre a taxa de inflação. A ausência de alterações nas respostas com a inclusão dos fatores pode estar relacionada com o baixo poder explicativo dos dois primeiros fatores; juntos eles explicam apenas 26% da variabilidade do conjunto de séries. É interessante mencionar que mesmo as respostas para o VAR sem fator não foram significativas. Isso, por sua vez, corrobora com a explicação de que o reduzido número de observações contribuiu para a imprecisão dos resultados.

4.3 Robustez

O exercício de comparação entre o VAR e o FAVAR mostrou que a contribuição marginal da informação contida nos fatores foi muito pequena. Esse resultado pode estar relacionado ao baixo poder explicativo dos seis fatores de maiores autovalores. Como já foi discutido, os quatro primeiros fatores explicam 38% da variabilidade da base de dados utilizada e os seis primeiros 46%.

Esse percentual é baixo quando comparado ao obtido por outros trabalhos empíricos utilizando fatores. Sim e Sargent (1977), por exemplo, conseguem explicar 80% da variabilidade de um conjunto de séries macroeconômicas para os EUA utilizando apenas dois fatores. Stock e Watson (2005) destacam que outros trabalhos empíricos conseguiram explicar grande parte da variabilidade de um conjunto de dados macroeconômicos, utilizando também por volta de dois fatores, como, por exemplo, Stock e Watson (1999, 2002) e Giannone, Reichlin e Sala (2005).

Uma causa possível para o baixo poder explicativo dos fatores é a baixa qualidade das séries utilizadas. Boivin e Ng (2003) debatem sobre a idéia de que, como a teoria sobre

¹⁴ É válido destacar que o câmbio só se tornou flexível a partir do quinto ano do período considerado.

análise fatorial baseia-se em resultados assintóticos, usar todas as séries disponíveis é sempre melhor. O trabalho conclui que nem todas as séries são informativas e que a inclusão dessas séries é custosa, uma vez que seus erros podem ser fortemente correlacionados com os outros e isso reduz a eficiência dos estimadores, já que tende a reduzir o componente comum.

Boivin e Ng (2003) sugerem que as variáveis macroeconômicas sejam classificadas em categorias e, dentro de cada categoria, as séries sejam ordenadas com base na importância de seu componente comum. Idealmente, o conjunto de séries utilizadas na estimação dos fatores deve consistir das séries bem classificadas de cada uma das categorias. Ao expandir o conjunto para incluir as séries com baixo componente comum, o tamanho do componente comum médio tende a diminuir e a possibilidade de erros correlacionados tende a aumentar. Portanto, existe um ponto em que a inclusão de mais séries de uma mesma categoria apenas adiciona ruído, reduzindo o poder explicativo dos fatores.

Diante dos resultados de Boivin e Ng (2003), conclui-se que existe um *trade-off* na decisão de incluir as séries no conjunto de dados. No caso brasileiro, esse *trade-off* é ainda mais crítico, uma vez que não existem séries de periodicidade mensal para representar diversos aspectos econômicos e, portanto, para aproximar-se da hipótese de que um grande número de séries é utilizado, torna-se necessário incluir séries redundantes.

Visando aumentar a eficiência na estimação dos fatores, foi adotado um procedimento seguindo a lógica proposta por Boivin e Ng (2003). Sendo assim, as séries foram divididas em quatro categorias: atividade econômica, preços, taxa de juros e moeda. A Tabela 1 mostra o percentual acumulado da variabilidade explicado pelos três primeiros fatores para cada uma das categorias. Nota-se que, exceto para a taxa de juros, três fatores têm um baixo poder explicativo.

Tabela 1 – Proporção acumulada da variabilidade explicada pelos fatores incluindo todas as séries

Número de Fatores	Crédito	Preços	Atividade	Moeda	Taxa de Juros
1	0,3367	0,4331	0,2444	0,2391	0,6737
2	0,5227	0,6182	0,3313	0,4341	0,8716
3	0,6555	0,711	0,3953	0,5666	0,9780

Em seguida, as séries foram ordenadas com base na importância de seu componente comum. A classificação foi feita analisando o peso de cada série na construção do primeiro componente principal. Os pesos atribuídos às séries de crédito para a construção do primeiro fator foram muito similares entre si. O mesmo aconteceu para a categoria de moeda. Portanto,

nenhuma das séries desses dois grupos foi descartada. Já nas categorias de preços, atividade econômica e taxa de juros foi possível identificar séries que podem ser classificadas como *noisy series*¹⁵. Essas séries foram eliminadas de cada categoria até que o primeiro componente de cada uma delas atribuísse pesos similares para as séries. Mesmo com a eliminação das *noisy series*, três fatores continuaram explicando menos de 80% da variabilidade de cada categoria, exceto taxa de juros.

Tabela 2 – Proporção acumulada da variabilidade explicada pelos fatores sem as *noisy series*

Número de Fatores	Crédito	Preços	Atividade	Moeda	Taxa de Juros
1	0,3367	0,5135	0,3816	0,2391	0,8393
2	0,5227	0,6884	0,4955	0,4341	0,9723
3	0,6555	0,7743	0,5604	0,5666	0,9996

Finalmente, os fatores foram reestimados para todas as categorias juntas, porém sem as *noisy series*, totalizando 88 séries. Os seis primeiros fatores passaram a explicar 67%, representando um ganho de aproximadamente 20% em relação à estimação feita com a base de dados original. Esse resultado está de acordo com o obtido por Ortega (2005) que, após eliminar séries com pequeno componente comum, conseguiu explicar 67% da variabilidade utilizando cinco fatores. Em seguida, foram reestimados FAVARs com quatro e seis fatores para esse subconjunto da base de dados. Todavia os resultados foram muito similares aos originais, tanto em magnitude como em duração e sinal. É possível notar que mesmo com o ganho de poder explicativo, os fatores continuam explicando pouco quando comparado aos resultados obtidos para séries macroeconômicas de outros países.

Ao analisar o subconjunto da base de dados original livre das séries redundantes, nota-se que, juntas, as séries de preço e produção representam mais de 60% do conjunto de dados. Diante disso, foi realizado mais um exercício de robustez que consistiu em estimar fatores utilizando apenas séries de preços e outros utilizando apenas séries de produção. Em seguida, foram estimados FAVARs incluindo esses fatores, além do instrumento de política, base monetária e câmbio. Assim como feito no exercício de comparação VAR-FAVAR, foi adotada a *benchmark ordering*, ou seja, as primeiras séries foram os fatores de produção, seguidos pelos fatores de preços e, por fim, taxa Selic e oferta monetária. Dois FAVARs

¹⁵ *Noisy series* é a denominação dada por Boivin e Ng (2003) às séries que não acrescentam informação e, portanto, reduzem o poder explicativo dos fatores por adicionar ruído à estimação. O apêndice com a lista das séries utilizadas identifica quais séries foram classificadas como *noisy*.

foram estimados; um incluindo dois fatores de produção e dois de preços e outro incluindo três fatores de cada. O objetivo dessa nova estimação foi avaliar se uma série de preço e uma de produção representam bem esses dois conceitos econômicos ou se há ganho em olhar para mais séries desse mesmo grupo, em particular para séries desagregadas.

As respostas do IPCA e produção industrial a um choque monetário contracionista são apresentadas nas Figuras 8-9, para dois e três fatores respectivamente. A Figura 10 apresenta uma comparação de dois resultados. Observa-se que não há muita diferença na resposta da produção industrial ao incluir mais um fator de cada categoria. Entretanto, ao analisar a resposta do IPCA, nota-se que esta é mais persistente na especificação com dois fatores. Dessa forma, ao comparar esse último resultado com todas as outras estimações nota-se que as respostas da produção industrial e do IPCA não sofreram alterações relevantes.

Os FAVARs também foram estimados considerando apenas o período após junho de 1999. A motivação para restringir o período foi a mudança do regime cambial em 1999, assim como a adoção do sistema de metas de inflação no segundo semestre desse mesmo ano. Entretanto, as funções de respostas ao impulso não sofreram alterações significativas além de se tornarem mais imprecisas, provavelmente por conta da redução no número de observações.

5 Conclusão

Esse trabalho empregou a metodologia FAVAR, proposta em BBE (2005), para estudar os efeitos de um choque de política monetária sobre a economia brasileira a partir de 1995. O objetivo da utilização dessa metodologia foi aproximar o conjunto informacional incluído na análise empírica daquele disponível para a autoridade monetária. Além disso, o FAVAR elimina a necessidade de recorrer a escolhas arbitrárias sobre quais séries incluir no VAR. A estimação dos fatores foi feita por componentes principais, devido ao seu bom desempenho em outros trabalhos empíricos, juntamente com a sua simplicidade computacional.

Os resultados obtidos foram coerentes com a teoria existente sobre o impacto de um choque monetário contracionista. As variáveis utilizadas como medida de atividade responderam negativamente ao choque e esse impacto tornou-se nulo após alguns meses, sendo consistentes com a neutralidade de longo prazo da moeda. Adicionalmente, merece ser destacada a ausência tanto de um *price puzzle* como de um *liquidity puzzle*. Apesar de condizentes com a teoria econômica, os resultados foram imprecisos. Duas possíveis explicações são o tamanho das séries utilizadas e o baixo poder explicativo dos fatores quando comparado com trabalhos feitos para outros países. É interessante ressaltar que a perda de informação ao reduzir o conjunto de dados a seis fatores persistiu mesmo após a eliminação das séries que não agregavam informação.

Ao comparar o FAVAR com um VAR tradicional, observou-se que não houve alteração nas respostas das principais variáveis. Sendo assim, conclui-se que a contribuição marginal da informação contida nos fatores foi baixa. Entretanto, apesar de capturar pouca informação, o FAVAR ainda assim foi capaz de, pelo menos, reproduzir, em termos de sinal, magnitude e duração, os resultados obtidos através da estimação de um VAR de pequena escala.

O resultado deste trabalho indica que o *price puzzle* encontrado por Minella (2003) e por Ortega (2005) não pode necessariamente ser atribuído ao limitado conjunto de informação utilizado na estimação do VAR. As evidências encontradas a favor deste *puzzle* pode ser uma particularidade dos períodos analisados. Sendo assim, torna-se interessante aplicar a metodologia FAVAR utilizando os mesmos períodos considerados em Minella (2003) e em Ortega (2005); como forma de testar se a origem do *price puzzle* é mesmo a omissão de variáveis relevantes. Todavia, é necessário destacar que tanto em Minella (2003) como em

Ortega (2005), o número de observações é pequeno, 76 e 109 respectivamente. Isso, por sua vez, pode comprometer a eficiência da metodologia FAVAR.

Pesquisa futura também deve focar a inclusão de séries que captem o cenário internacional, dada a importância desse componente para economias emergentes, como é o caso do Brasil. Nesse contexto, é interessante testar o desempenho de um modelo fatorial em capturar informação externa e, assim, trazer mais informação para o FAVAR. Além disso, ao incluir séries de economias externas, é possível também analisar o mecanismo de transmissão de choques internacionais para o Brasil, reproduzindo o que foi feito em Mumtaz e Surico (2009) para o Reino Unido.

Outro aspecto relevante para ser considerado em trabalhos futuros sobre esse tema é a capacidade de concentrar a informação contida em um conjunto de dados utilizando poucos fatores. A estimação por componentes principais foi pouco eficaz em concentrar a informação da base de dados utilizada. Portanto, outros métodos de estimação fatorial devem ser considerados, assim como procedimentos mais rigorosos para identificar séries que apenas introduzam ruído nessa estimação.

Referências

- BEAUDRY, P., DEVEREUX, M. B., Money and the real exchange rate with sticky prices and increasing returns. **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 43, p. 55-101, 1995.
- BAI, J., NG, S. Determining the number of factors in approximate factor models. **Econometrica**, v. 70, p. 191-221, 2002.
- BALL, L., Time-consistent policy and persistent changes in inflation. **Journal of Monetary Economics**, v. 36, n. 2, p. 329-350, 1995.
- BÁNBURA, M., GIANNONE, D., REICHLIN, L., Large Bayesian VARs. **European Central Bank Working Paper Series**, working paper 966, 2008.
- BARTH, M., RAMEY, V., The cost channel of monetary transmission. **NBER Macroeconomics Annual**, MIT Press, p. 199-240, 2001.
- BERNANKE, B. S., BLINDER, A., The federal funds rate and the channels of monetary transmission. **American Economic Review**, v. 82, n. 4, p. 901-921, 1992.
- BERNANKE, B. S., BOIVIN, J., Monetary policy in a data-rich environment. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, p. 535-546, 2003.
- BERNANKE, B. S., BOIVIN, J., ELIASZ, P. Measuring monetary policy: a factor augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. **Quarterly Journal of Economics**, v. 120, n. 1, p. 387-422, 2005.
- BERNANKE, B. S., GERTLER, M. Should Central Banks respond to movements in asset prices?. **American Economic Review**, v. 91, n. 2, p. 253-257, 2001.
- BERNANKE, B. S., MIHOV, I., Measuring monetary policy. **NBER Working Paper Series**, working paper 5145, 1995.
- BERNANKE, B. S., MIHOV, I., The liquidity effect and long run neutrality, em B. McCallum and C. Plosser, eds., **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 49, p. 149-194, 1998
- BOIVIN, J., NG, S., Are more data always better for factor analysis? **NBER Working Paper Series**, working paper 9829, 2003.
- CALVO, G., REINHART, C., Fixing for your life. **NBER Working Paper Series**, working paper 8006, 2000.
- CARTER, C. K., KOHN, P., On Gibbs sampling for state space models. **Biometrika**, v. 81, p. 541-553, 1994.
- CHARI, V. V., CHRISTIANO, L., EICHENBAUM, M. Expectation traps and discretion.

Manuscript, Northwestern University, 1998.

<http://faculty.wcas.northwestern.edu/~lchrist/research/Expectations/paperzz.pdf>

CHRISTIANO, L., EICHENBAUM, M. Identification and the liquidity effect of a monetary policy shock. **Political Economy, Growth and Business Cycles**, editado por Alex Cukierman, Zvi Hercowitz, and Leonardo Leiderman, MIT Press, p. 335-370, 1992.

CHRISTIANO, L., EICHENBAUM, M., EVANS, C. Monetary policy shocks: what have we learned and to what end? in J. Taylor and M. Woodford, eds., **Handbook of Macroeconomics**, Amsterdam: North Holland, 2000.

EICHENBAUM, M., Comment on interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European Economic Review**, v. 36, n. 5, p. 1001-1011, 1992.

FAUST, J., LEEPER, E. M., When do long run identifying restrictions give reliable results? **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 15, n. 3, p. 345- 353, 1997.

FUERST, T., Liquidity, loanable funds, and real activity, **Journal of Monetary Economics**, v. 29, n. 1, p. 3-24, 1992.

GELMAN, A., RUBIN, D. B., A single sequence from the Gibbs sampler gives a false sense of security, em L. M. Bernardo, J. O. Berger, A. P. Dawid, and A. F. M. Smith, eds., **Bayesian Statistics**, 1992.

GEMAN, S., GEMAN, D., Stochastic relaxation, Gibbs distributions and the Bayesian restoration of images. **IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence**, v. 6, p.721-741, 1984.

GIANNONI, D., REICHLIN, L., SALA, L., Monetary policy in real time. **CEPR Discussion Paper** , discussion paper 4981, 2005.

HAMILTON, J., Measuring the liquidity effect. **American Economic Review**, v. 87, n. 1, p. 80-97, 1997.

LEEPER, E., SIMS, C., ZHA, T., What does monetary policy do? **Brookings Papers on Economic Activity**, p. 1-63, 1996.

MINELLA, A., Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, p. 605-635, 2003.

MUMTAZ, H., SURICO, P., The transmission of international shocks: a factor-augmented VAR approach, **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 41, n. 1, p. 71-100, 2009.

ORTEGA, T., Grandes conjuntos de dados, modelo de fatores e a condução de política monetária no Brasil, dissertação (mestrado) – Universidade de São Paulo, 2005.

ROGER, S., Inflation targeting turns 20, **Finance & Development**, v. 47, n. 1, p. 46-49, 2010.

SIMS, C., Interpreting the macroeconomics time series facts: the effects of monetary policy”, **European Economics Review**, v. 36, p. 975-1000, 1992.

SIM, C., SARGENT, T.J. Business cycles modelling without pretending to have too much a-priori economic theory, em C. Sims et al., eds., *New Methods in Business Cycle Research* (Federal Reserve Bank of Minneapolis, Minneapolis), 1977.

SIMS, C., ZHA, T. Does monetary policy generate recession? Federal Reserve Bank of Atlanta, Julho 1998.

<http://www.frbatlanta.org/frbatlanta/filelegacydocs/wp9812.pdf>

STOCK, J.H., WATSON, M.W., Forecasting inflation, **Journal of Monetary Economics**, v. 44, p. 293-335, 1999.

STOCK, J.H., WATSON, M.W., Macroeconomics forecasting using diffusion indexes, **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 20, p. 147-162, 2002.

STOCK, J.H., WATSON, M.W., Implications of dynamic factor models for VAR analysis, **NBER Working Paper Series**, working paper 11467, 2005.

STRONGIN, S. The identification of monetary policy disturbances: explaining the liquidity puzzle, **Journal of Monetary Economics**, v. 35, n. 3, p.463-497, 1995.

SVENSSON, L. Inflation targeting: should it be modeled as an instrument rule or as a targeting rule?, **NBER Working Paper Series**, working paper 8925, 2002.

TAYLOR, J. Low inflation, pass-through and the pricing power of firms, **European Economic Review**, v. 44, p. 1389-1408, 2000.

Apêndice A

Legenda das Transformações

- (1) Sem transformação
- (2) Primeira Diferença
- (4) Logaritmo
- (5) Primeira diferença do Logaritmo

Série	Nome	Unidade	Transformação
Crescimento da Moeda ***			
1	M0 - base monetária ampliada - média	reais - milhões	5
2	M0 - base monetária- média	reais - milhões	5
3	Depósitos a Prazo- média	reais - milhões	5
4	Depósitos a Vista - resgate ao mês	reais - milhões	5
5	Depósitos de Poupança - média	reais - milhões	5
6	M0 - base monetária - papel moeda emitido - média	reais - milhões	5
7	M0 - base monetária - reservas bancárias - média	reais - milhões	5
8	M1 - fim de período	reais - milhões	5
9	M2 - novo conceito - fim de período	reais - milhões	5
10	M3 - novo conceito - fim de período	reais - milhões	5
11	M4 - novo conceito - fim de período	reais - milhões	5
Consumo e Vendas			
12	Faturamento Real - indústria*(N)	índice	5
13	Inadimplência - em t-4 (N)	índice	1
14	Consumo de Energia Elétrica	Gwh	5
15	CEE - outros setores (N)	Gwh	5
16	CEE – comércio (N)	Gwh	5
17	CEE - indústria	Gwh	5
18	CEE – residências (N)	Gwh	5
19	Consumo Aparente - gasolina - média - qte/dia (N)	Barril (mil)	5
20	CA - derivados de petróleo - média - qte/dia	Barril (mil)	5
21	CA - álcool carburante - média - qte/dia (N)	Barril (mil)	5
22	CA - óleo combustível - média - qte/dia (N)	Barril (mil)	5
23	CA - óleo diesel - média - qte/dia (N)	Barril (mil)	5
24	CA - gás GLP - média - qte/dia (N)	Barril (mil)	5
25	Vendas - caminhões - nacionais	unidades	5
26	Vendas - ônibus – nacionais (N)	unidades	4
27	Vendas - automóveis - nacionais	unidades	5
28	Vendas - veículos comerciais leves (N)	unidades	5
29	Vendas - autoveículos – nacionais (N)	unidades	5
30	SPC - número de consultas (N)	unidades	5

Crédito			
31	Operações de Crédito ao Setor Público	reais - milhões	5
32	OC ao Setor Público - governo federal	reais - milhões	5
33	OC ao Setor Público - governos estaduais e municipais	reais - milhões	5
34	OC ao Setor Privado - indústria	reais - milhões	5
35	OC ao Setor Privado - habitação	reais - milhões	5
36	OC ao Setor Privado - rural	reais - milhões	5
37	OC ao Setor Privado - comércio	reais - milhões	5
38	OC ao Setor Privado - pessoas físicas	reais - milhões	5
39	OC ao Setor Privado - outros serviços	reais - milhões	5
40	OC ao setor Privado	reais - milhões	5
Emprego			
41	Pessoal Empregado - indústria* (N)	índice	5
42	Horas trabalhadas - indústria*	índice	1
43	Massa Salarial - indústria - RJ	índice	5
44	População Ocupada - indústria – RJ (N)	índice	5
45	Taxa de Desemprego – RMSP (N)	%	5
46	Taxa de Desemprego - oculto – RMSP (N)	%	5
Preço			
47	Commodities - geral - preço	reais - milhões	5
48	IGP-DI - geral	índice	5
49	INCC - geral	índice	5
50	IPA origem - geral	índice	5
51	IPC - geral	índice	5
52	IPCA - geral	índice	5
53	IGP-M - geral	índice	5
54	IPCA - alimentos e bebidas	var % (a.m.)	1
55	IPCA - habitação	var % (a.m.)	1
56	IPCA - saúde e cuidados pessoais	var % (a.m.)	1
57	IPCA - transportes	var % (a.m.)	1
58	IPCA - preços monitorados	var % (a.m.)	1
59	IPCA - preços livres	var % (a.m.)	1
60	INPC - geral	índice	5
61	INPC - alimentos e bebidas	var % (a.m.)	1
62	INPC - artigos de residência	var % (a.m.)	1
63	INPC - despesas pessoais (N)	var % (a.m.)	1
64	INPC - habitação	var % (a.m.)	1
65	INPC - saúde e cuidados pessoais	var % (a.m.)	1
66	INPC - transportes	var % (a.m.)	1
67	IPA - EP - bens finais	índice	5
68	IPA - EP - bens finais - bens de consumo	índice	5
69	IPA - EP - bens finais - bens de consumo – alimentação (N)	índice	5
70	IPA - EP - bens finais - bens de consumo – combustíveis (N)	índice	5
71	IPA - EP - bens finais - bens de consumo duráveis	índice	5
72	IPA - EP - bens finais - bens de investimento	índice	5
73	IPA origem - indústria de transformação	índice	5

74	IPA origem - produtos agropecuários (N)	índice	5
75	IPA origem - produtos industriais	índice	5
76	INPC – vestuário (N)	var % (a.m.)	1
77	IPA - EP - bens intermediários	índice	5
78	IPA - EP - matérias-primas brutas (N)	índice	5
79	IPCA - artigos de residência	var % (a.m.)	1
80	IPCA - despesas pessoais (N)	var % (a.m.)	1
81	IPCA - comercializáveis	var % (a.m.)	1
82	IPCA – vestuário (N)	var % (a.m.)	1
83	IPCA - não comercializáveis	var % (a.m.)	1
Produção			
84	Produção Industrial - indústria geral - quantum*	índice	5
85	PI - indústria de transformação - quantum*	índice	5
86	PI - bens intermediários - quantum*	índice	5
87	PI - bens de consumo - quantum*	índice	5
88	PI - bens de consumo duráveis - quantum*	índice	5
89	PI - bens de consumo não duráveis - quantum* (N)	índice	5
90	PI - veículos automotores - quantum	índice	5
91	PI - bens de capital - quantum*	índice	5
92	PI - minerais não metálicos- quantum	índice	5
93	PI - metais, excluindo máquinas e equip – quantum (N)	índice	5
94	PI - máquinas e equipamentos - quantum	índice	5
95	PI - extrativa mineral - quantum*	índice	5
96	PI - alimentos - quantum	índice	5
97	PI - bebidas – quantum (N)	índice	5
98	PI - fumo – quantum (N)	índice	5
99	PI - calçados e artigos de couro - quantum	índice	5
100	PI - madeira - quantum	índice	5
101	PI - celulose, papel e produtos de papel - quantum	índice	5
102	PI - farmacêutica - quantum	índice	5
103	PI - borracha e plástico - quantum	índice	5
104	PI - insumos construção civil - quantum	índice	5
105	PI - perfumaria, sabões, produtos e limpeza - quantum	índice	5
106	PI - outros produtos químicos - quantum	índice	5
107	PI - metalurgia básica - quantum	índice	5
108	PI - máquinas, aparelhos e materiais elétricos - quantum	índice	5
109	PI - outros equip de transporte - quantum	índice	5
110	PI - material eletro, equip, comunicações - quantum	índice	5
111	PI - mobiliário - quantum	índice	5
112	PI - têxtil - quantum	índice	5
113	PI - vestuário e acessórios - quantum	índice	5
114	PI - refino de petróleo e álcool – quantum (N)	índice	5
115	Utilização da Capacidade Instalada - indústria* (N)	(%)	1
Salário e Renda			
116	Folha de Pagamento - indústria geral (N)	índice	5
117	Salário Mínimo Real (N)	reais	5

118	Rendimento médio real - assala - trabalho principal (N)	índice	5
Taxa de Juros ***			
119	Taxa de Juros - CDB**	% (a.m.)	5
120	Taxa de Juros - CDI/Over**	% (a.m.)	5
121	Taxa de Juros - TJLP** (N)	% (a.m.)	5
122	Taxa de Juros - TR**	% (a.m.)	5
123	Taxa de Juros - Over/SELIC**	% (a.m.)	5
Outros ***			
124	Médio do Fechamento Ibovespa (N)	índice	5
125	Taxa de Câmbio		

(*) Série divulgada sazonalmente ajustado pela instituição

(**) Sem ajuste sazonal

(***) Série de “Resposta Rápida”

(N) *Noisy series*

Apêndice B

Figura 1- FAVAR com 4 Fatores

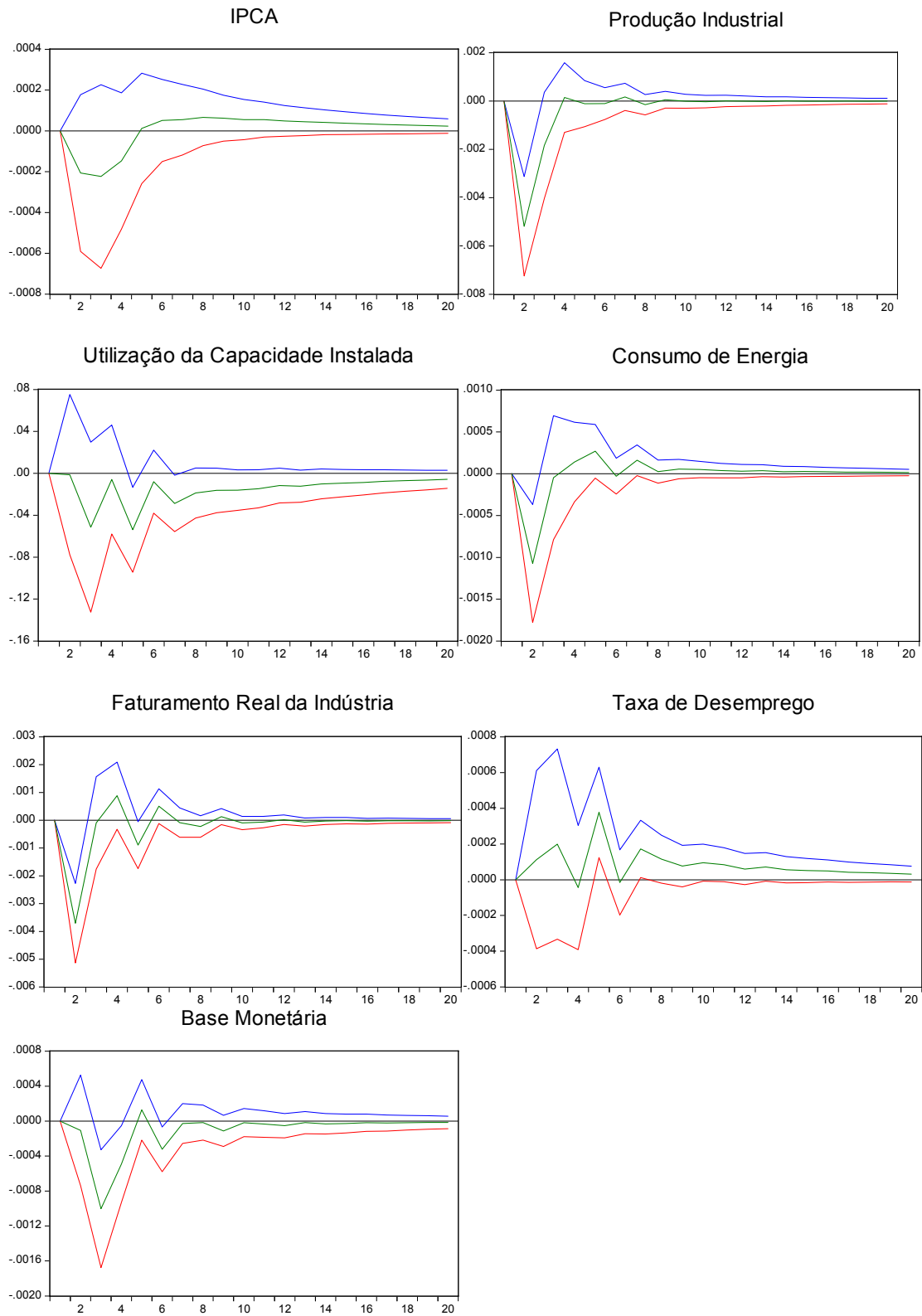


Figura 2 - FAVAR com 6 Fatores

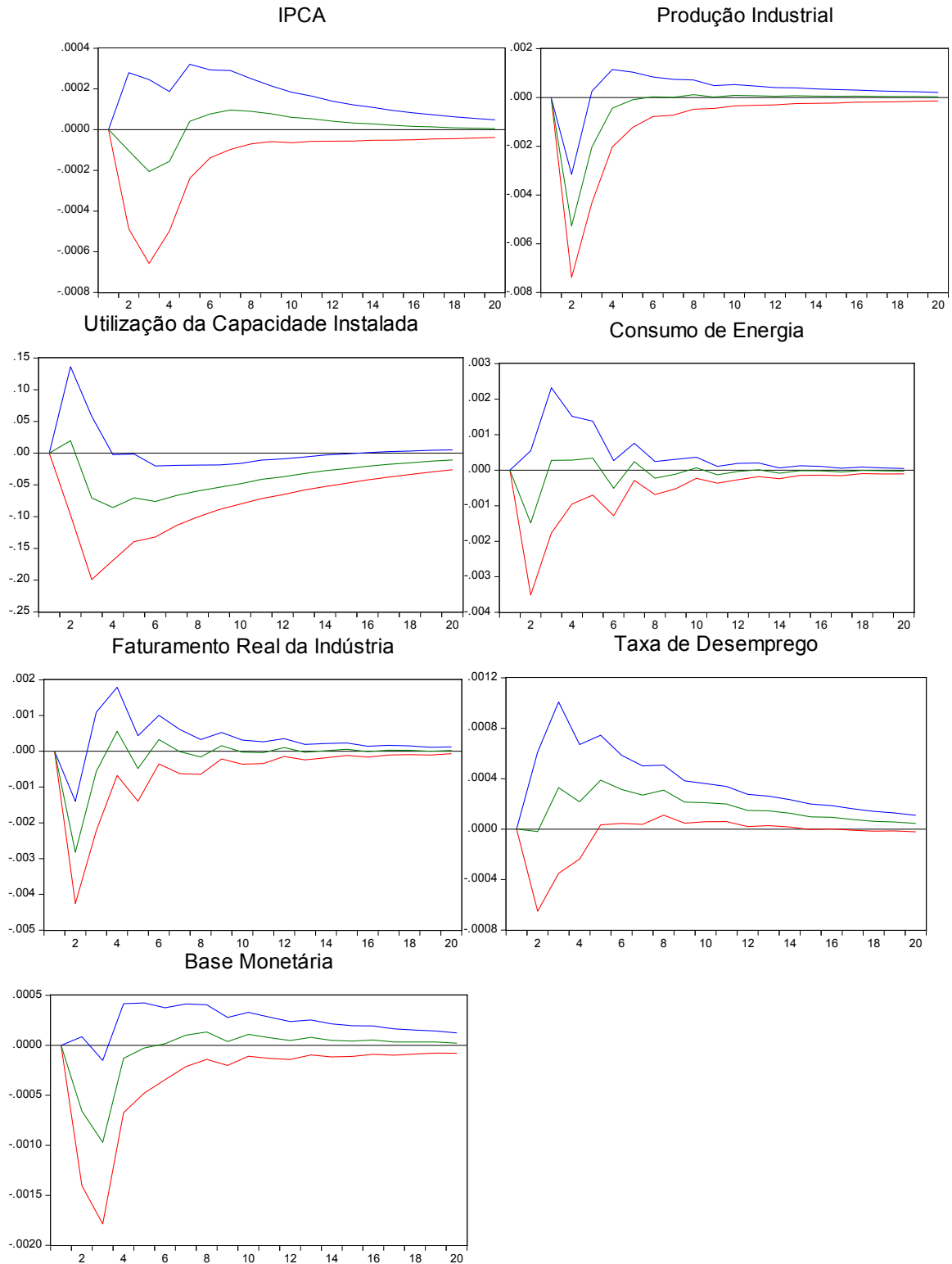


Figura 3 – Comparação FAVARs

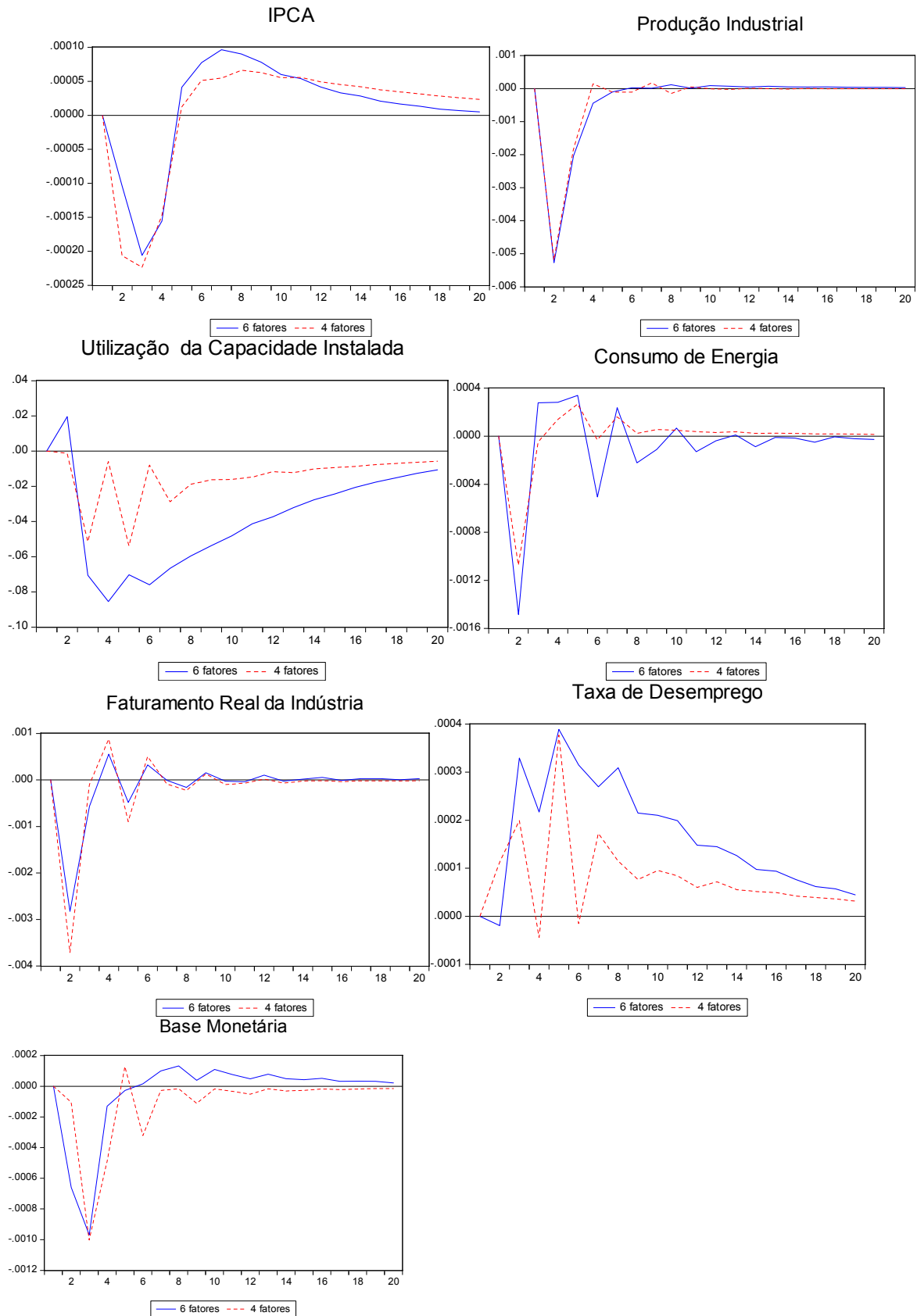


Figura 4 – VAR sem Fatores

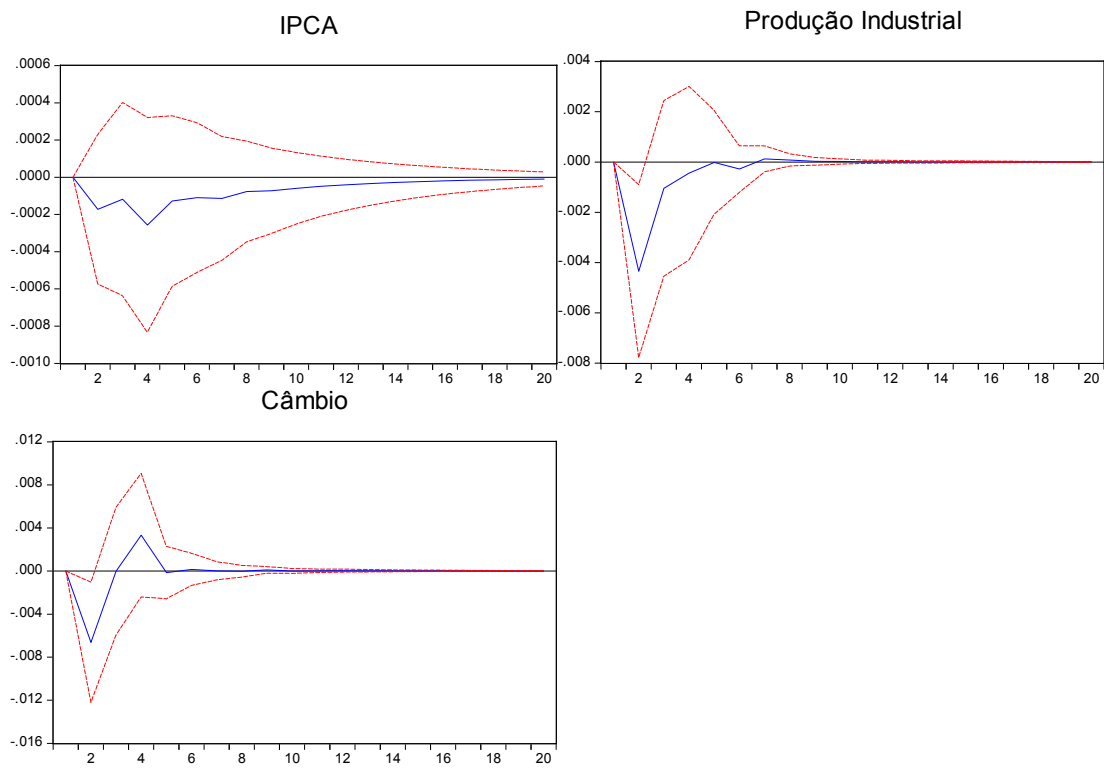


Figura 5 – VAR com 1 Fator

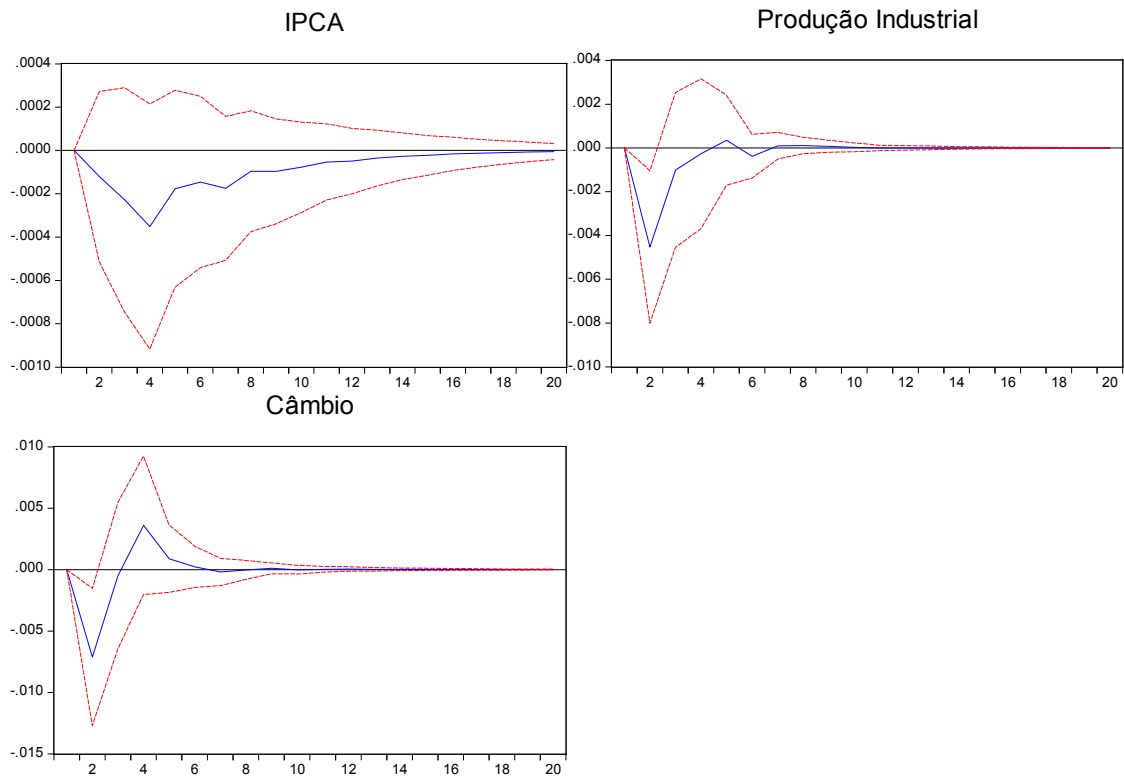


Figura 6 – VAR com 2 Fatores

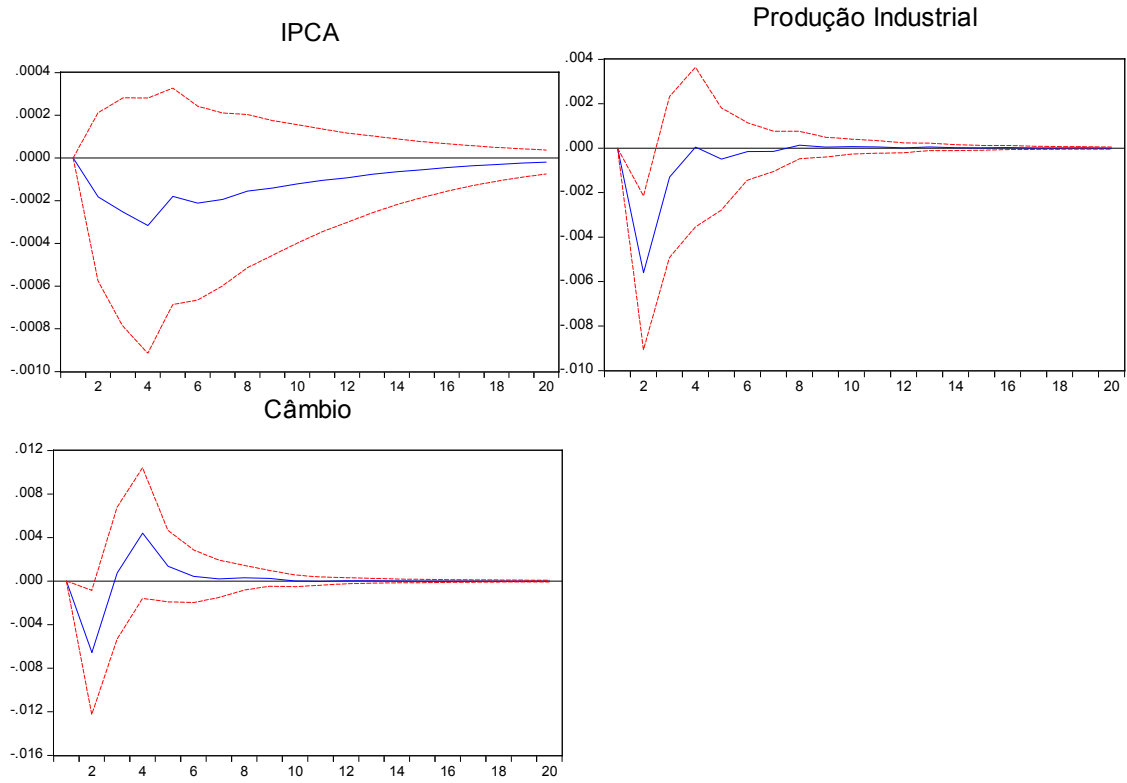


Figura 7 – Comparação dos VARs

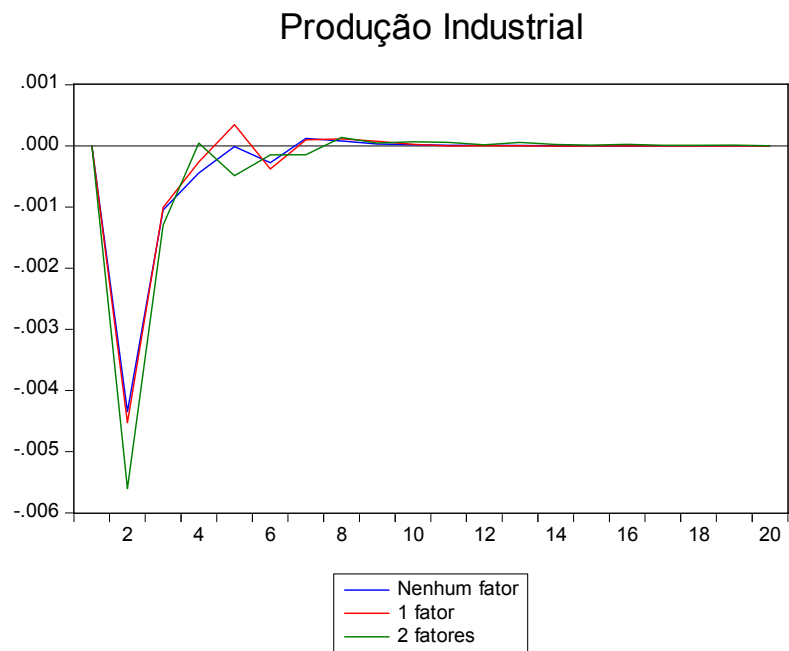
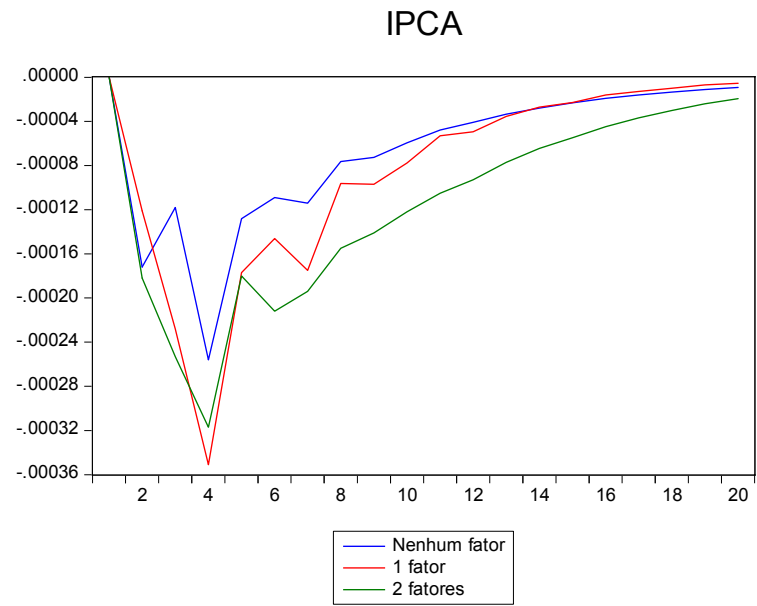


Figura 8 – FAVAR Preço/Produção com 2 Fatores

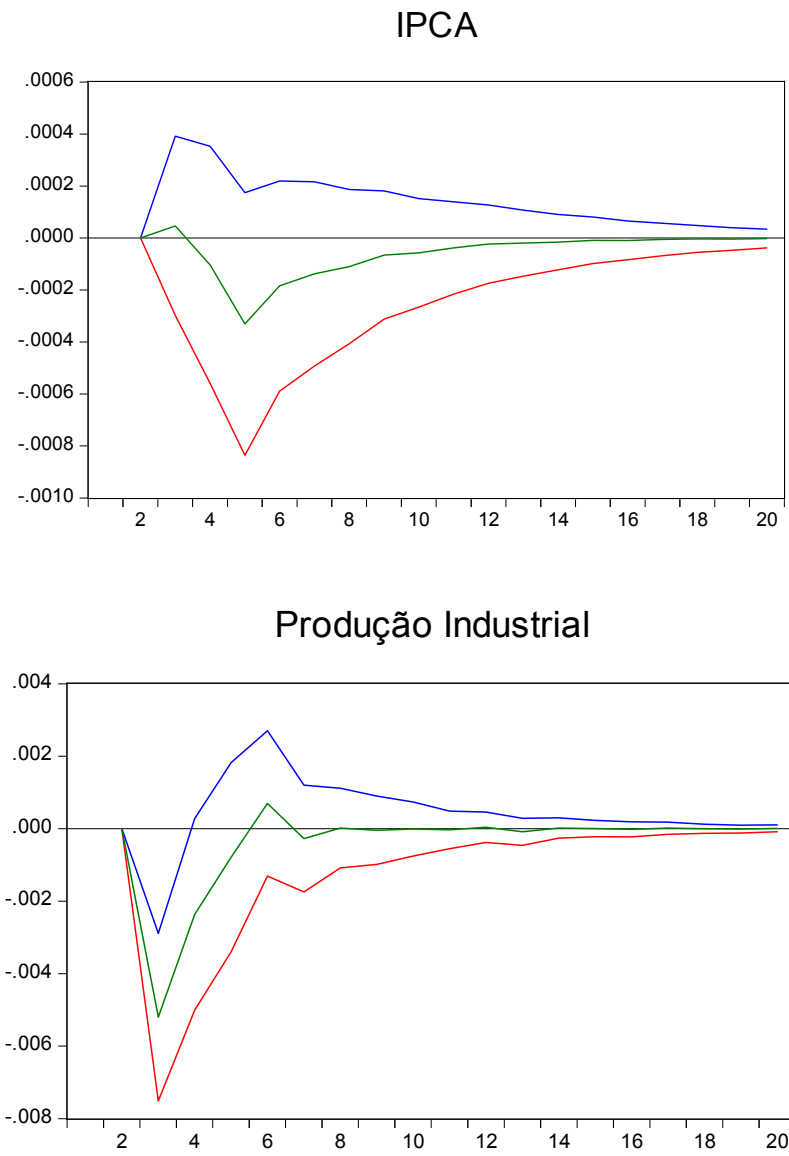


Figura 9 – FAVAR Preço/Produção com 3 Fatores

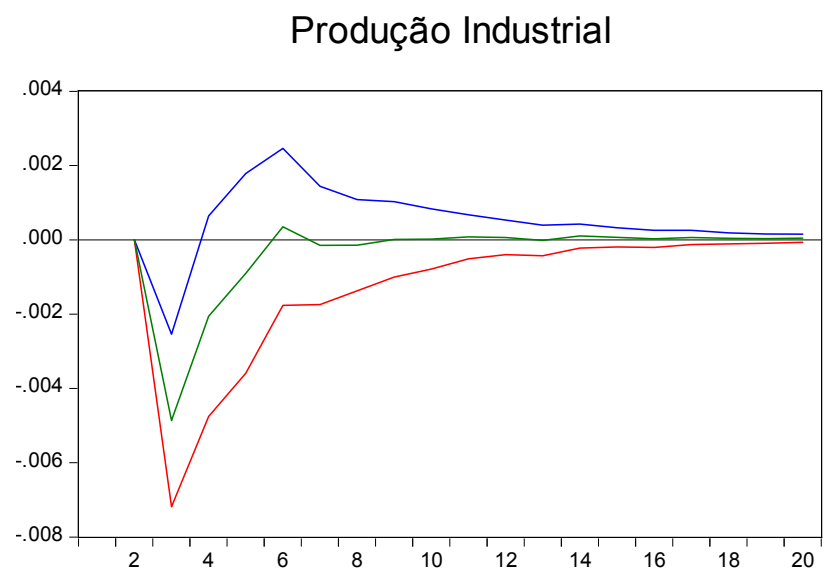
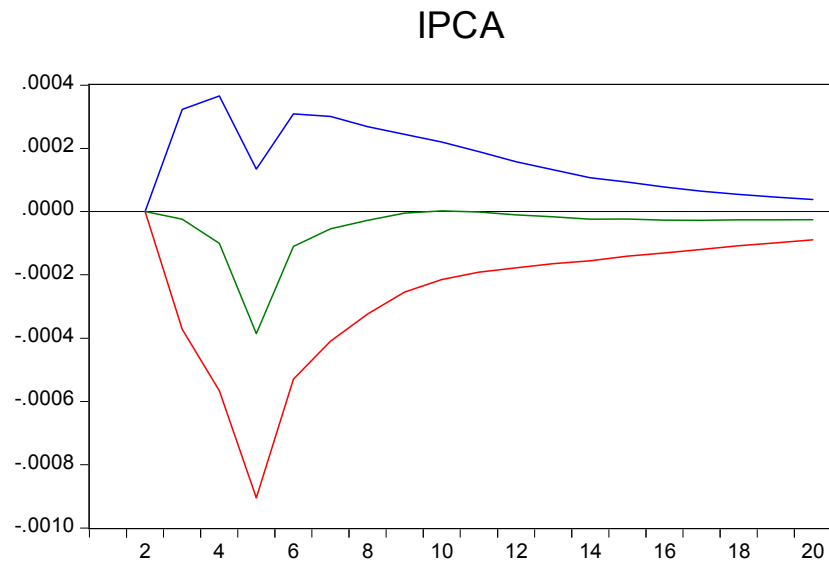


Figura 10 – Comparação FAVARs Preço/Produção

