

Choques de demanda agregada ou de realocação? Identificação com base na curva de Beveridge e no efeito colchão*

JOÃO CARLOS SCANDIUZZI**

GUSTAVO GONZAGA***

Neste artigo, utilizamos um modelo VAR para identificar os principais determinantes da variância do erro de previsão do desemprego, informalidade e vagas na região metropolitana do Rio de Janeiro. O modelo nos permite medir a importância relativa dos choques de demanda agregada, de realocação do emprego e de participação na força de trabalho sobre essas três variáveis. Para identificação do modelo estrutural, adotamos hipóteses que buscam refletir os efeitos dos diversos choques sobre a curva de Beveridge e a curva de colchão (que relaciona desemprego e emprego informal). O modelo indica a predominância de choques de demanda agregada e, em menor grau, de choques de participação na força de trabalho, na explicação do desemprego a médio e longo prazos. Choques de realocação do emprego explicam uma proporção significativa do desemprego apenas no curto prazo.

1 - Introdução

Até recentemente, o mercado de trabalho brasileiro era descrito por muitos autores como um mercado altamente flexível, no sentido de ser capaz de absorver choques de magnitude elevada, com pequenas variações de quantidade (emprego) e grandes variações de preços relativos (salários reais). De um ponto de vista mais estrutural, esses autores argumentavam que o principal problema desse mercado seria não a sua incapacidade de gerar empregos em geral, já que a taxa de desemprego aberto é historicamente baixa com relação a outros países, mas a sua incapacidade de gerar empregos de qualidade [ver Amadeo *et alii* (1994) e Gonzaga (1998)].

A marcada elevação da taxa de desemprego no Brasil, a partir do início de 1998, suscitou uma mudança de foco nas análises do mercado de trabalho brasi-

* Os autores agradecem a José Carlos Carvalho, José Márcio Camargo, Naércio Aquino Menezes-Filho, Reinaldo Fernandes, Ricardo Paes de Barros e a dois pareceristas anônimos pelos comentários e pelas sugestões; ao Ministério do Trabalho e Emprego e ao IPEA pela cessão dos dados de vagas; e ao CNPq pelo apoio financeiro. Os erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

** Do Banco Pactual.

*** Da PUC-Rio.

leiro. Uma questão de grande relevância passou a ser a identificação dos principais fatores que causam o desemprego no Brasil, em particular no período recente. Além de um elemento cíclico certamente presente nos últimos anos, associado a variações de demanda agregada, tem-se atribuído crescente importância a fatores ditos estruturais,¹ como a realocação de trabalhadores, e a variações da taxa de participação na força de trabalho na explicação do aumento do desemprego [Giambiagi e Reis (1998)]. Supostamente, mesmo o fator cíclico poderia estar assumindo uma importância maior a partir da introdução do Plano Real, já que a estabilidade de preços tende a dificultar o ajuste do mercado de trabalho a recessões por meio da queda do salário real [Card (1996)].

A caracterização da importância relativa desses choques — demanda, realocação e participação —, para explicar o desemprego, não é tarefa trivial. Lilien (1982) testa a importância dos choques de realocação, os chamados deslocamentos setoriais da demanda por trabalho, com base em uma regressão da taxa de desemprego em uma variável que mede a dispersão das taxas setoriais de crescimento do emprego e um indicador de choques de demanda não-antecipados. Lilien conclui que “o processo de realocação de trabalho em resposta a mudanças no padrão de demanda setorial por emprego é uma fonte significativa do desemprego cíclico”.

O artigo de Lilien foi criticado por Abraham e Katz (1986), que mostram que a *proxy* que representa choques de realocação setorial de emprego tende a ser contracíclica, uma vez que choques de demanda agregada têm efeitos assimétricos sobre os diversos setores da economia. Como a variável de realocação usada por Lilien é endógena, a sua significância poderia estar refletindo, na verdade, a importância da demanda agregada para explicar o desemprego.

A partir dessas contribuições iniciais, a literatura avançou em três direções na tentativa de produzir estimativas não-viesadas da importância relativa dos choques de realocação e dos choques de demanda, para explicar o desemprego. Tais abordagens divergem fundamentalmente na forma de se medir (ou de se recuperar) os choques de realocação.

Um primeiro grupo de autores [Loungani, Rush e Tave (1990), Brainard e Cutler (1993), Loungani e Trehan (1997) e Reis e Gonzaga (2000)] utiliza índices de dispersão setorial dos retornos de ações como *proxy* para choques de realocação de emprego. O argumento básico é que, sob a hipótese de mercados eficientes e dado o caráter *forward looking* do mercado acionário, choques que afetam a lucratividade relativa de um dado setor (choques de tecnologia ou mudanças de preferências, por exemplo) deveriam se refletir no retorno relativo daquele setor no mercado acionário. Tal efeito deveria ser tão mais intenso quanto mais persistente (ou estrutural) fosse percebido o choque, o que minoraria o problema de

1 Os fatores estruturais geralmente estão associados ao conceito de taxa natural de desemprego, refletindo a fricção na realocação setorial de trabalho entre setores econômicos.

ciclicidade do indicador. Como se espera que choques persistentes de lucratividade relativa se reflitam em mudanças no padrão setorial da demanda por trabalho, o índice de dispersão dos retornos setoriais de ações seria um bom indicador antecedente (e exógeno) da realocação do trabalho.

Um segundo grupo de autores [Neuman e Topel (1991) e Rissman (1993)] adota a metodologia de filtros no domínio da frequência para isolar as variações da estrutura do emprego setorial associadas a uma baixa frequência, portanto, de longo prazo. Os índices elaborados dessa forma seguem o mesmo espírito do índice apresentado por Lilien (1982), mas capturando apenas o seu componente estrutural, expurgando as variações cíclicas de curto e médio prazos.

O terceiro grupo de autores utiliza propriedades da curva de Beveridge para identificar choques de demanda e de realocação.² A idéia básica é que um choque de demanda agregada recessivo deveria produzir um aumento do desemprego e uma queda do número de postos de trabalho ofertados, caracterizando um movimento ao longo da curva de Beveridge. Já os choques de realocação deveriam produzir um aumento do desemprego acompanhado de um aumento de vagas, refletindo o maior nível de *mismatch* na economia. Abraham e Katz (1986) foram precursores nesse tipo de abordagem. Esses autores estimam uma regressão semelhante à de Lilien (1982), tendo como variável dependente uma *proxy* para vagas. A variável construída por Lilien para representar os choques de realocação apresentou sinal negativo e significativo, o que indica sua alta correlação com a demanda agregada.

Blanchard e Diamond (1989) contribuem para esse debate ao procurar identificar a importância relativa dos diversos choques por meio da imposição de restrições dinâmicas, fundamentadas por argumentos teóricos, a uma auto-regressão vetorial (VAR) com as variáveis desemprego, vagas e taxa de participação na força de trabalho. A análise de decomposição da variância do VAR estrutural permite aos autores medir a importância relativa de choques de demanda, de realocação e de participação na explicação do erro de previsão do desemprego em várias frequências.

Este artigo utiliza uma metodologia inspirada em Blanchard e Diamond (1989) para estudar os determinantes do desemprego, da informalidade e das vagas na região metropolitana do Rio de Janeiro, procurando adaptar o procedimento de maneira a levar em consideração peculiaridades do mercado de trabalho brasileiro. O objetivo principal é estudar a importância relativa dos choques de demanda agregada, de realocação do emprego e de participação na força de trabalho sobre a evolução da taxa de desemprego.

2 A curva de Beveridge, discutida em detalhe na Subseção 2.1, mostra uma relação negativa entre desemprego e vagas.

Utilizamos, em caráter pioneiro, um índice de anúncios de vagas de empregos em jornais, além de dados de desemprego e informalidade, de forma a estimar um VAR estrutural. A identificação obedece a restrições semelhantes às adotadas por Blanchard e Diamond (1989) e a uma restrição dinâmica adicional: a de que choques de demanda devem produzir uma correlação positiva entre desemprego e informalidade. Essa hipótese reflete a visão de que o setor informal parece atuar como um colchão no Brasil, amortecendo os efeitos de choques de demanda sobre o desemprego [Amadeo *et alii* (1994), Urani e Winograd (1994) e Barros (1997)].

O modelo estrutural procura descrever a dinâmica de curto e médio prazos do desemprego, do grau de informalidade e do número de vagas como função dos três choques descritos: demanda agregada, realocação setorial do emprego e participação na força de trabalho. A principal conclusão é que a variância do erro de previsão do desemprego, a médio e longo prazos, é explicada, sobretudo, por choques de demanda agregada e, em menor medida, por choques de participação. Já os choques de realocação explicam uma proporção significativa da variância do erro de previsão do desemprego no curto prazo, mas praticamente nada a longo prazo.

Grande parte da evolução do desemprego, e especialmente da informalidade, está relacionada a tendências deterministas, que não são explicadas pelo modelo econométrico em análise. Conforme Blanchard e Diamond (1989) assinalam, essas tendências podem refletir a existência de tendências nos choques estruturais e/ou mudanças na estrutura da economia. A decomposição histórica sugere ainda que a alta do desemprego ocorrida no início de 1998 está fortemente relacionada a choques de realocação do emprego. A não ser que ocorram outros choques de demanda e de realocação, inesperados por definição, os resultados mencionados apontam para uma provável curta duração do aumento recente do desemprego.

Como o modelo identifica os choques de demanda e de realocação, é possível reproduzir os principais momentos de expansão e contração de demanda e de mais intensa realocação de emprego ocorridos no período. Tais episódios são compatíveis, respectivamente, com os ciclos econômicos medidos pelas variáveis usuais (PIB, por exemplo) e pelos períodos de grande reestruturação econômica, como a liberalização comercial no início dos anos 90 e o Plano Real.

O artigo está organizado da seguinte forma. Na Seção 2, são discutidos os aspectos teóricos da curva de Beveridge e do efeito colchão, dois conceitos que fundamentam a identificação do modelo estrutural. A Seção 3 contém a descrição da estratégia empírica, apresentando o modelo econométrico e as hipóteses de identificação. Na Seção 4, descrevemos os dados utilizados, aplicamos filtros no domínio da frequência às séries, de forma a motivar a análise empírica do efeito colchão e da curva de Beveridge, e investigamos se as séries são estacionárias. A Seção 5 apresenta os principais resultados da estimação do modelo. A Seção 6 conclui o artigo.

2 - Aspectos teóricos relevantes para a identificação do modelo

2.1 - A curva de Beveridge

Como mencionado, a curva de Beveridge descreve a relação entre um índice de postos de trabalho vagos e a taxa de desemprego na economia. Na verdade, a coexistência de postos de trabalho vagos e de trabalhadores desempregados, em um dado momento do tempo, reflete uma complexa visão microeconômica do mercado de trabalho. Um aspecto fundamental dessa visão é que o mercado de trabalho é caracterizado por grandes fluxos, mesmo em momentos em que o estoque das principais variáveis não apresenta variação relevante.³

A simples ocorrência de grandes fluxos no mercado de trabalho, no entanto, não é condição teórica suficiente para gerar a coexistência de vagas e desemprego. Para tanto, é preciso admitir a não-homogeneidade do fator trabalho ou ruídos de informação no mercado de trabalho, para explicar a ocorrência de um *mismatch* entre desempregados e postos de trabalho ou ineficiências do processo de *matching* [Abraham (1987) e Malinvaud (1994)].

A não-homogeneidade do fator trabalho pode estar associada à dimensão de capital humano ou à dimensão espacial. O primeiro caso ocorre quando temos o *mismatch* entre o capital humano do trabalhador e as qualificações exigidas nos postos de trabalho vagos. No segundo caso, o *mismatch* pode surgir de uma não-coincidência espacial entre os postos de trabalho sendo criados e aqueles sendo destruídos, em condições em que a mobilidade do fator trabalho é imperfeita.⁴ Já os ruídos de informação afetam a eficiência do processo de busca tanto de um posto de trabalho por parte dos trabalhadores, quanto de um trabalhador adequado para um posto de trabalho vago por parte das firmas.

A idéia deste artigo, na linha dos trabalhos de Abraham e Katz (1986) e de Blanchard e Diamond (1989), é explorar os deslocamentos e movimentos ao longo da curva de Beveridge para identificar os choques de demanda e de realocação. Como dito, choques de demanda agregada produzem movimentos de desemprego e de vagas ao longo da curva de Beveridge, com correlação negativa. Um choque recessivo, por exemplo, tende a aumentar o fluxo de destruição de postos de

3 Davis, Haltiwanger e Schuh (1996) e Pazello, Bivar e Gonzaga (2000), por exemplo, mostram evidências de altas taxas de criação e destruição de emprego nos Estados Unidos e no Brasil, respectivamente. Já Bivar (1991) e Sedlacek, Barros e Varandas (1990) comprovam a alta taxa de realocação do emprego por posição na ocupação no Brasil.

4 O modelo de Lucas e Prescott (1974) usa a idéia de custos de mobilidade para derivar a taxa natural de desemprego em um modelo teórico. No entanto, a taxa natural de desemprego é constante, uma vez que os autores trabalham com a hipótese de que o processo que gera flutuações da demanda específica de cada mercado ou ilha tem variância constante ao longo do tempo. O relaxamento dessa hipótese resulta em variações da taxa natural ou estrutural de desemprego ao longo do tempo, conforme ressaltado por Lilien (1982).

trabalho e reduzir o fluxo de criação de novos postos, elevando, dessa forma, o desemprego e diminuindo o número de postos de trabalho vagos. Já os choques de realocação produzem uma correlação positiva entre vagas e desemprego, deslocando a própria curva de Beveridge. Um aumento simultâneo dos fluxos de destruição e de criação de postos de trabalho, mantendo-se constantes as condições de demanda, tenderia a aumentar o *mismatch* da economia, com um aumento tanto do desemprego quanto de vagas. Esse é o argumento fundamentado na dispersão dos fluxos, na dimensão setorial e/ou regional.⁵ Fatores de ordem demográfica também podem afetar as condições de *matching* no mercado de trabalho, produzindo deslocamentos da curva de Beveridge. Um aumento da participação relativa de grupos com mais alta taxa de rotatividade na força de trabalho, por exemplo, tende a gerar um aumento do *mismatch* [Abraham (1987)].

Neste trabalho, seguimos a literatura e usamos um índice com base em anúncios de empregos em jornais como *proxy* para postos de trabalho vagos, conforme descrito na Seção 4 e no Anexo A. É importante, no entanto, mencionar que o uso dessa *proxy* pode causar alguns deslocamentos da curva de Beveridge que não refletem mudança das condições de *matching* [ver Abraham (1987)]. São três as principais fontes de viés. Em primeiro lugar, podem ter ocorrido mudanças nas práticas de recrutamento das empresas, ao longo do tempo, no sentido de privilegiar mais ou menos os anúncios em jornais. Uma segunda fonte de viés diz respeito a mudanças na estrutura competitiva da indústria de jornais impressos. Em geral, os índices de vagas são elaborados com base nos jornais de maior circulação de cada região metropolitana. Um aumento da concentração dessa indústria pode, portanto, induzir um aumento do número de anúncios de vagas nos principais jornais, simplesmente devido ao desaparecimento de concorrentes menores. Finalmente, é provável que firmas de setores ou tamanhos distintos possuam diferentes propensões a utilizar anúncios em jornais como estratégia para preencher postos de trabalho. Nesse caso, choques de realocação podem ter efeitos assimétricos sobre a série de vagas, dependendo de qual tipo de firma apresenta crescimento ou contração do emprego.

É difícil avaliar a importância relativa desses três fatores para explicar variações na série de anúncios de vagas e, portanto, avaliar quão acuradamente essa série retrata a verdadeira variável vagas. É possível, também, que os dois primeiros tipos de viés introduzam alguma tendência na série de anúncios. Se esse for o caso, nossa especificação básica do modelo econométrico, que utiliza as séries sem tendência, deverá ser pouco afetada por esse problema. Quanto à terceira fonte de viés, vale ressaltar que de fato houve uma diminuição do emprego na indústria e um aumento da informalidade em todos os setores nos anos 90. Se as firmas do setor terciário e/ou aquelas que oferecem empregos informais apresentam uma menor propensão a utilizar os jornais como tecnologia de busca, pode-

⁵ O resultado é uma implicação da desigualdade de Chebyshev e depende da convexidade da curva de Beveridge, conforme demonstrado por Malinvaud (1994) e Lambert (1988).

remos ter o problema mencionado antes. Abraham e Katz (1986) mostram evidências de que, nos Estados Unidos, ao contrário, é a indústria que possui uma menor probabilidade de anunciar vagas em jornais. No Brasil, no entanto, ainda não temos evidências desagregadas sobre as vagas anunciadas em jornais para se chegar a uma opinião mais consistente sobre o assunto. De qualquer forma, os resultados obtidos neste artigo devem ser analisados com cautela até que se tenham evidências adicionais sobre a importância dessas fontes de vies.

2.2 - O efeito colchão

A existência de mercados de trabalho duais pressupõe algum tipo de racionamento de postos de trabalho no setor formal (ou primário). A hipótese básica é de que todos os trabalhadores preferem um posto de trabalho no setor formal a um posto de trabalho no setor informal (ou secundário). Em um mercado de trabalho competitivo puro, essa hipótese levaria a uma queda dos salários do setor formal até que o trabalhador fosse indiferente a um posto no setor formal ou informal (levando-se em conta também benefícios que não o salário), o que eliminaria a dualidade. Portanto, a formação de salários no setor formal deve, necessariamente, se dar de forma não-competitiva (por exemplo, em um contexto de barganha salarial entre sindicato e firma ou de salários-eficiência, ou ainda devido a uma política institucional de formação de salários).⁶

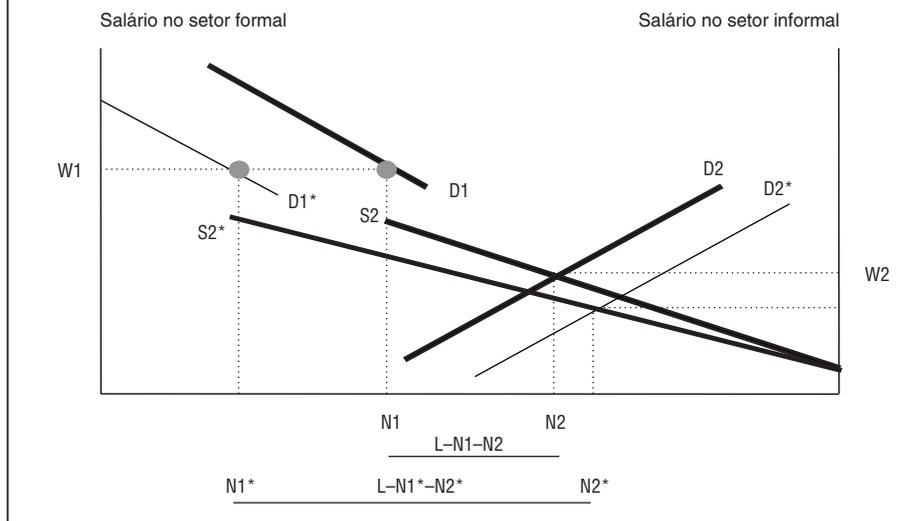
No Gráfico 1, temos a ilustração de um modelo de economia dual. A curva D1 ilustra a demanda por trabalho no setor formal. Uma vez determinado o emprego no setor formal (N_1), de forma não-competitiva, o restante da força de trabalho ($L - N_1$) teria duas opções: aceitar um emprego no setor informal ou ficar desempregado. A curva D2 representa a curva de demanda por trabalho do setor informal. A interseção entre a curva de demanda D2 e a curva de oferta de trabalho dos $L - N_1$ trabalhadores que não obtiveram um emprego no setor formal define o emprego no setor informal N_2 . O desemprego é então definido de forma residual ($L - N_1 - N_2$).⁷

Esse esquema básico sugere as condições para a ocorrência do efeito colchão. Uma das características dos modelos mais simples de salário-eficiência e de barganha salarial é a relativa rigidez do salário real a choques de demanda [McDonald e Solow (1981)]. No caso extremo, todo ajuste nesse setor seria feito por meio do emprego, mantendo-se o salário constante. Um choque de demanda agregada negativo, por exemplo, deslocaria o equilíbrio no Gráfico 1 de (N_1, W_1) para

6 Urani e Winograd (1994) supõem que os salários no setor formal são determinados pela política salarial. Já McDonald e Solow (1985) utilizam um modelo de barganha salarial entre sindicato e firma para descrever o processo de determinação de salário e emprego no setor formal.

7 O Gráfico 1 pretende apenas apresentar, de maneira esquemática, a possibilidade do efeito colchão. Para uma apresentação mais formal, inclusive com um tratamento mais satisfatório da variável desemprego, ver McDonald e Solow (1985).

GRÁFICO 1
Ilustração do efeito colchão



($N1^*$, $W1$). Com a hipótese simplificadora de que a distribuição do salário de reserva dos trabalhadores não depende do número total de trabalhadores no setor informal, a curva de oferta de trabalho para esse setor se deslocaria de $S2$ para $S2^*$. Já a curva de demanda por trabalho no setor informal seria deslocada de $D2$ para $D2^*$. O resultado é um aumento inequívoco do desemprego.

O emprego no setor informal, no entanto, pode aumentar ou diminuir, dependendo da intensidade do deslocamento da curva de demanda $D2$, dado o deslocamento da curva de oferta de trabalho $S2$. Caso a demanda por trabalho no setor informal seja pouco sensível a choques de demanda agregada, haverá um aumento do emprego no setor informal, o que Barros (1997) chama de versão forte do efeito colchão. Caso contrário, o emprego no setor informal diminuirá, podendo cair relativamente menos que o emprego formal — versão fraca do efeito colchão [ver Barros (1997)] — ou relativamente mais, quando não ocorre o efeito colchão.

A ocorrência ou não do efeito colchão dependerá, portanto, das elasticidades da curva de oferta e demanda por trabalho no setor informal e da sensibilidade da demanda por trabalho no setor informal a choques de demanda agregada, *vis-à-vis* a sensibilidade da demanda por trabalho no setor formal. Essa é uma questão fundamentalmente empírica. As referências sobre o efeito colchão na literatura sobre mercado de trabalho brasileiro são bastante frequentes [Amadeo

et alii (1994), Barros (1997) e Carneiro (1994)], mas o descolamento tendencial entre desemprego e informalidade na década de 90 trouxe um certo ceticismo em relação à existência desse efeito. Em nossa opinião, esse ceticismo não se justifica, uma vez que o efeito colchão implica co-movimentos entre desemprego e informalidade associados ao ciclo econômico, e não co-movimentos tendenciais.

Em suma, o efeito colchão descreve uma correlação positiva entre desemprego e emprego informal (em termos absolutos ou relativos) em resposta a choques de demanda, e baseia-se em duas hipóteses: *a*) os salários reais são mais flexíveis no setor informal que no setor formal; e *b*) o setor informal não é “muito” pró-cíclico.

3 - Estratégia empírica

O modelo econométrico que utilizamos para avaliar a importância relativa de choques de demanda, de realocação e de participação para explicar a evolução do desemprego no Brasil é um VAR estrutural que contém desemprego, uma *proxy* para vagas, e uma medida do grau de informalidade. Essas três variáveis, em logaritmos, serão denotadas por U , V e P . Seja $X = (U, V, P)'$ o vetor contendo essas três variáveis e $Z = (d, r, l)$ o vetor de choques estruturais, onde d representa choques de demanda, r choques de realocação e l choques de participação.

O modelo estrutural pode, então, ser descrito como:

$$X_t = C + AX_t + B(L)X_{t-1} + Z_t \quad (1)$$

onde C é uma matriz diagonal de constantes, os elementos da diagonal da matriz A são nulos, Z é uma matriz de erros e $B(L)$ é uma matriz de polinômios em L , o operador de defasagens.

O sistema de equações mencionado pode ser reescrito de modo a obter a seguinte forma reduzida:

$$X_t = [I - A]^{-1} C + [I - A]^{-1} B(L)X_{t-1} + E_t \quad (2)$$

onde I representa a matriz identidade e $E_t = [I - A]^{-1} Z_t$ representa o vetor de erros da forma reduzida, que não apresentam correlação serial.

A comparação entre as representações (1) e (2) denota o problema de identificação. A representação estrutural (1) possui mais parâmetros do que aqueles estimados na forma reduzida (2). Mais especificamente, o número de parâmetros estruturais não identificados é igual ao número de elementos não-diagonais da matriz A . No nosso caso, um VAR de dimensão 3, temos seis parâmetros não identi-

ficados. Necessitamos, portanto, de seis restrições para recuperar a forma estrutural do modelo.

Para ilustrar a estratégia de identificação aqui adotada, convém escrever de forma explícita o conjunto de equações que descrevem as relações entre os erros reduzidos e os choques estruturais, representadas por $E = [I - A]^{-1} Z$ (vamos omitir o subscrito t para simplificar a notação). Seja $E = (u, v, p)$. Após uma conveniente normalização das linhas da matriz $[I - A]^{-1}$, temos:⁸

$$\begin{array}{c|ccc|c} u & -1 & \alpha & \beta & d \\ v & \lambda & 1 & 0 & r \\ p & -\phi & \theta & 1 & l \end{array}$$

Nossa expectativa é de que todos os parâmetros, exceto θ , tenham um sinal positivo. Assim, choques de demanda (aumentos não antecipados de demanda) teriam como impacto imediato uma redução do desemprego, um aumento do índice de vagas e uma diminuição do emprego informal. Choques de realocação teriam como impacto imediato um aumento do desemprego e do índice de vagas. O impacto imediato sobre o emprego informal é incerto, *a priori*, uma vez que pode implicar realocação do emprego de um setor onde o trabalho informal é mais comum para outro onde este é menos comum, ou vice-versa. Por fim, choques de participação (isto é, um aumento da participação) implicariam um aumento imediato do desemprego e do emprego informal como percentagem do emprego total. Esse último efeito se justifica pelo fato de que indivíduos com maior probabilidade de obter um emprego informal estão sobre-representados no grupo fora da força de trabalho.

A especificação mencionada já implica uma primeira restrição estrutural. Assim como em Blanchard e Diamond (1989), supõe-se que choques de participação não têm um impacto imediato sobre vagas, isto é, um aumento da oferta de trabalho não gera, diretamente, um aumento da oferta de postos de trabalho por parte das firmas. A distinção entre impactos diretos e indiretos, no entanto, é importante. Pela própria estrutura de um VAR, os choques normalmente terão impactos indiretos sobre todas as variáveis, dada a estrutura de defasagens. Por outro lado, a interpretação dos elementos da matriz $[I - A]^{-1}$ como efeitos instantâneos dos choques estruturais sobre as variáveis endógenas só é perfeita quando os dados estão em tempo contínuo. Em tempo discreto, à medida que a unidade de tempo em que as variáveis são medidas aumenta, efeitos indiretos intraperíodo tendem a ser mais relevantes [ver Watson (1994)]. Apesar disso, estamos supondo

⁸ Essa normalização é possível porque não impomos qualquer restrição sobre a variância dos choques estruturais.

que nossa hipótese se aproxima bem da realidade, no sentido de que choques de participação não têm efeito relevante sobre vagas no período de um trimestre.

A hipótese de que os choques estruturais são não-correlacionados entre si gera mais três restrições. Essa é uma hipótese bastante usual na literatura, e o argumento geral é de que esses choques, exatamente por serem estruturais, não são função de outras variáveis aleatórias e refletem fenômenos independentes. Apesar disso, alguns comentários se fazem necessários. A hipótese de que choques de demanda e de realocação não apresentam correlação pode ser imperfeita, conforme admitem Blanchard e Diamond (1989). Os autores defendem essa hipótese com base na análise de um choque de termos de troca. Um choque positivo de termos de troca tende a gerar um aumento do ritmo de realocação e também um aumento de demanda. Por outro lado, um choque negativo também aumenta o ritmo de realocação, mas tenderia a reduzir a demanda. Dessa forma, a correlação entre os dois choques seria zero.⁹

A hipótese de não-correlação entre os choques de demanda e os choques de participação também parece uma aproximação adequada. Partindo-se de uma análise que tem a família como unidade relevante para a análise do mercado de trabalho, temos dois efeitos — efeito renda e efeito substituição —, agindo em sentidos contrários, de um choque de demanda sobre a oferta de trabalho. Tome-mos o exemplo de um choque recessivo. A queda de salários reais e a expectativa de um maior custo de busca de um emprego tendem a desencorajar a participação, na força de trabalho, de membros da família com menor expectativa de salário de mercado em relação ao salário de reserva. Esse é o efeito substituição. Por outro lado, o desemprego e a maior incerteza de emprego e renda daqueles membros que estão no mercado de trabalho tendem a incentivar a participação de outros membros da família no mercado de trabalho. Esse é o efeito renda. A correlação entre demanda e taxa de participação é, portanto, incerta.

Finalmente, para completar a identificação, impusemos uma restrição derivada do impacto esperado de choques de realocação sobre a curva de Beveridge. Choques de realocação devem provocar um aumento de desemprego e de vagas por n trimestres. Essa condição delimita um subespaço no plano dos parâmetros (α, θ) . Similarmente, impusemos que os choques de demanda provocam um aumento de desemprego e de informalidade, e uma queda de vagas por, pelo menos, n trimestres. Essas restrições baseiam-se no efeito esperado de um choque de demanda sobre a curva de Beveridge e no efeito colchão, e delimitam um subespaço no plano dos parâmetros (λ, ϕ) . Nos exercícios a seguir, fixamos n igual a 2. A identificação não é sensível ao aumento de n no caso dos efeitos de choque de demanda. No entanto, não foi possível fixar n maior do que 2 no que diz respeito aos efeitos dos choques de realocação.

9 A literatura a esse respeito é inconclusiva. Evidências a favor de uma correlação negativa entre demanda e realocação podem ser encontradas em Campbell e Kuttner (1996), Davis, Haltiwanger e Schuh (1996) e Loungani e Rogerson (1989). Já Murphy e Topel (1987) apresentam evidências no sentido contrário.

Portanto, as hipóteses utilizadas na identificação do VAR estrutural podem ser sintetizadas da seguinte forma:

- choques de participação não têm efeito contemporâneo sobre vagas;
- os três choques estruturais (demanda, realocação e participação) não apresentam correlação entre si;
- choques expansivos de demanda devem provocar uma redução do desemprego e do emprego informal e um aumento de vagas por, pelo menos, dois trimestres consecutivos; e
- choques de realocação devem provocar um aumento do desemprego e de vagas por, pelo menos, dois trimestres consecutivos.

4 - Descrição dos dados

A variável desemprego utilizada neste artigo refere-se à taxa de desemprego aberto da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE, tendo a semana como período de referência, para a região metropolitana do Rio de Janeiro. Como medida do grau de informalidade, utilizamos a soma do emprego sem carteira de trabalho assinada e do emprego por conta própria da PME como proporção do emprego total, também para o Rio de Janeiro. Essa é, certamente, uma *proxy* imperfeita para o grau de informalidade. Entre outros problemas, poderíamos citar a presença de profissionais autônomos, de alta produtividade e renda, entre os trabalhadores por conta própria. Para alguns profissionais, o emprego autônomo pode não ser um emprego de baixa qualidade, podendo ser até mais conveniente, uma vez que confere maior flexibilidade na contratação de horas, dias de trabalho etc. Apesar desse inconveniente, acreditamos que a série proposta capta bem as variações do grau de informalidade associadas ao efeito colchão.¹⁰

Não há, no Brasil, séries sistemáticas quanto ao número de postos de trabalho vagos. Como *proxy* para essa variável, utilizamos, em caráter pioneiro para estudos acadêmicos, um índice de anúncios de emprego em jornais impressos da região metropolitana do Rio de Janeiro.¹¹ O índice foi elaborado com base nos anúncios classificados de emprego dos três principais jornais da região — *O Dia*, *O Globo* e *Jornal do Brasil* — e foi ajustado levando-se em conta o número de dias úteis de cada mês da amostra, com uma ponderação diferenciada para o

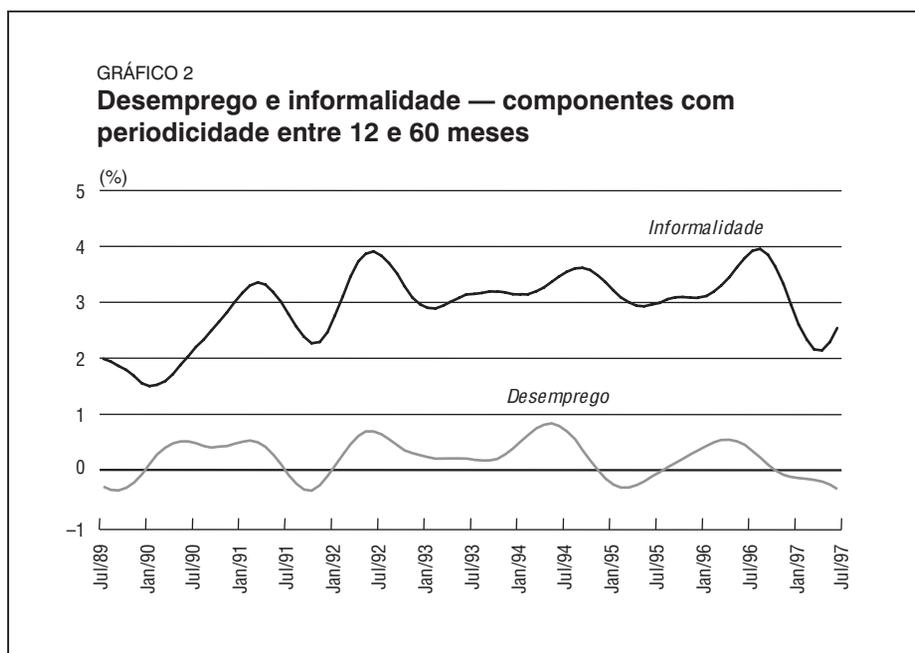
10 A série da PME apresenta descontinuidade nos meses de junho e julho de 1992. Utilizamos médias geométricas ponderadas para gerar valores para esses meses, tendo como base os meses adjacentes mais próximos para os quais havia informações e introduzindo fatores sazonais.

11 Esse índice foi elaborado por iniciativa do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) e do IPEA e nos foi gentilmente cedido por esses órgãos. Há informações também para a região metropolitana de São Paulo, mas com início apenas em 1990, o que nos fez optar por não utilizá-las. Uma descrição mais detalhada da metodologia de elaboração do índice pode ser encontrada no Anexo A.

número de domingos do mês. Da mesma forma que o principal índice de anúncios utilizado na literatura americana — *Help-Wanted Index* —, o índice aqui utilizado representa uma contagem do número de anúncios, sem qualquer ponderação que leve em conta o número de vagas ofertadas em cada anúncio. Nesse sentido, nossa expectativa é de que o índice tenda a suavizar as efetivas flutuações do número de anúncios em resposta a choques. Também não há informações qualitativas sobre a composição do índice no que se refere às características das vagas (isto é, se em tempo integral ou parcial, se com ou sem vínculo empregatício, o setor de atividade etc.). O índice foi normalizado de maneira que a média do período amostral seja igual a 100. Ao contrário do procedimento-padrão nos Estados Unidos, optamos por não normalizar o índice pela População Economicamente Ativa (PEA). Acreditamos que isso poderia comprometer a hipótese de que choques de participação não têm efeito contemporâneo sobre vagas, utilizada na identificação do modelo estrutural.

As séries de desemprego e informalidade estão disponíveis para o período que vai de maio de 1982 a dezembro de 1998. Já a série de vagas compreende o período que vai de janeiro de 1988 a agosto de 1998, limitando o período de análise. Todas as séries estão disponíveis em periodicidade mensal.

De forma a iniciar, em caráter preliminar, a análise do efeito colchão, apresentamos no Gráfico 2 os componentes das séries de desemprego e informalidade



associados aos períodos entre 12 e 60 meses, obtidos por meio da aplicação do filtro simétrico de Baxter-King [ver Baxter e King (1995) e Watson e King (1994)].

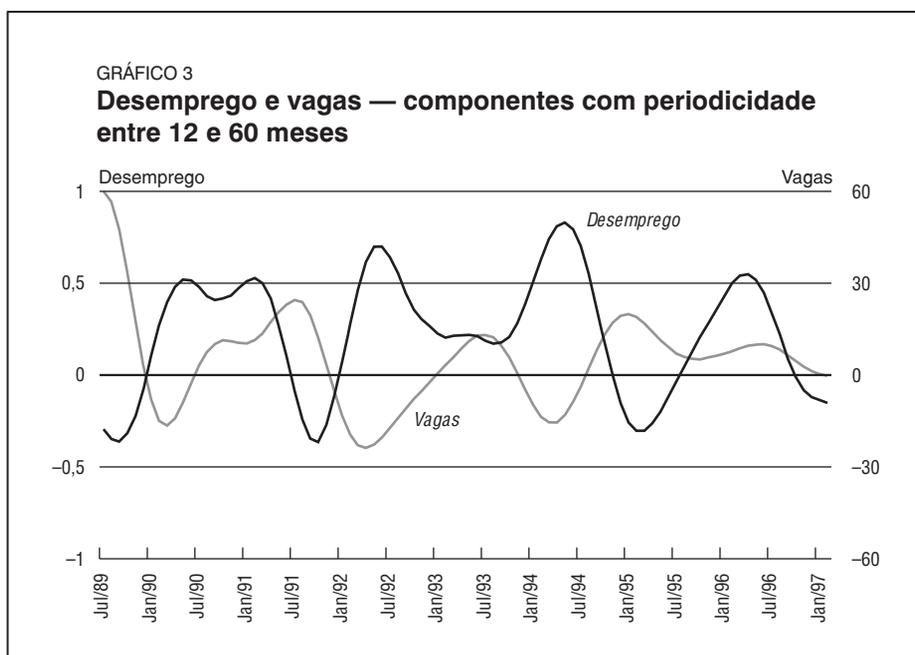
Os movimentos de médio prazo (periodicidade entre 12 e 60 meses) das séries apresentam uma notável coincidência, favorecendo a hipótese do efeito colchão. A informalidade normalmente acompanha os movimentos do desemprego com alguma defasagem. Isso sugere dois possíveis efeitos no processo de ajustamento a choques de demanda. Em primeiro lugar, trabalhadores demitidos do setor formal e/ou entrantes na força de trabalho podem preferir, inicialmente, o estado de desemprego a aceitar um emprego no setor informal (*queue unemployment* para o setor formal). Somente após a experiência de um período de desemprego, com o efeito desencorajamento, haveria uma tendência a aceitar a informalidade. Em segundo lugar, essa defasagem pode indicar um ajustamento não instantâneo dos salários e rendimentos do setor informal, embora a flexibilidade seja maior do que no setor formal [Urani e Winograd (1994)].

Ficam evidentes no Gráfico 2 os efeitos sobre desemprego e informalidade dos principais momentos recessivos e expansivos da economia brasileira no período. Observa-se uma alta marcada do desemprego e da informalidade na recessão provocada pelo Plano Collor I, e nas recessões provocadas pelas políticas monetária e creditícia austeras no período que se seguiu à mididesvalorização de setembro de 1991 e à crise detonada pela desvalorização do peso mexicano no final de 1994. Como períodos de expansão, destacam-se o ano de 1989 (sobreaquecimento da economia no período pré-hiperinflacionário), o segundo semestre de 1994 (Plano Real) e o segundo semestre de 1996 (distensão da política monetária, após o período da crise mexicana).

O Gráfico 3 apresenta as séries de desemprego e vagas, filtradas como mencionado de maneira a isolar os movimentos de médio prazo (período entre 12 e 60 meses).

O gráfico revela um padrão interessante nos movimentos de médio prazo das duas séries. Em geral, aparece uma correlação negativa, que seria esperada em função de choques de demanda, nos períodos históricos correspondentes a expansões e recessões. No entanto, há períodos em que a correlação é positiva, o que seria um indicativo de choques de realocação. Este é o caso do período que se estende de meados de 1990 a meados de 1991, todo o ano de 1993 e, mais recentemente, de meados de 1995 ao início de 1997.

De forma a minimizar a alta volatilidade das séries, optamos por empregar dados trimestrais, utilizando médias aritméticas para transformar a freqüência das séries. Além disso, a estimação tem por base séries dessazonalizadas, obtidas através da soma das médias das séries com os resíduos da regressão das séries originais, expressas em logaritmos, em quatro variáveis *dummies* sazonais.



Testes de raiz unitária, do tipo Dickey-Fuller Aumentado (ADF), não conseguem rejeitar a hipótese nula aos níveis de significância de 5%. Uma descrição das estatísticas desses testes, sob distintas especificações, é encontrada na Tabela 1. Para a realização dos testes, utilizamos as variáveis em logaritmo e não-dessazonalizadas, já que a remoção de sazonalidade pode viesar os resultados em favor da hipótese nula. A escolha da estrutura de defasagens para a realização dos testes seguiu o critério proposto por Campbell e Perron (1991). Não há evidências da existência de uma relação de co-integração entre as variáveis, conforme se pode inferir dos testes apresentados na Tabela 2. Os testes baseiam-se no procedimento de Johansen, com três defasagens, três variáveis *dummies* sazonais centradas e uma constante irrestrita. O número de defasagens foi escolhido de maneira a minimizar o critério de informação de Schwarz, sujeito à não-correlação serial dos resíduos.

Na estimação do VAR, no caso-base, optamos por utilizar as séries (em logaritmo) expressas em níveis, e não em primeiras diferenças, tendo em vista as razões apresentadas no parágrafo seguinte. O número de defasagens foi fixado em quatro, visando à minimização do critério de Schwarz, sujeito à condição de que os erros sejam não-autocorrelacionados.

Acreditamos que o curto período de tempo da análise produz um viés dos testes em favor da aceitação da hipótese de raiz unitária. Quer dizer, as flutuações de

TABELA 1
Testes de raiz unitária

Variável (em log)	Tendência determinista	Número de defasagens	Estatística teste-t	Intervalos de 95% de confiança	
				Mínimo	Máximo
U	Não	4	-0,851	0,63	1,09
	Sim	4	-1,698	0,45	1,10
V	Não	3	-1,071	0,84	1,12
	Sim	3	-1,380	0,84	1,13
P	Não	4	-0,667	0,68	1,10
	Sim	4	-2,026	0,21	1,08

OBS.: Valores críticos de MacKinnon a 5% de significância: sem tendência, -2.942; com tendência, -3.535.

TABELA 2
Testes de co-integração

Hipótese nula	Teste do máximo autovalor ^a	Valor crítico (5% de significância)	Teste do traço*	Valor crítico (5% de significância)
$Rank = 0$	9,576	21,0	16,45	29,7
$Rank \leq 1$	6,193	14,1	6,871	15,4
$Rank \leq 2$	0,678	3,8	0,678	3,8

^a Com correção para o tamanho da amostra.

longo prazo dessas variáveis teriam um período relativamente alto. Além disso, a discussão sobre os resultados dos testes de raiz unitária fica empobrecida quando se limita a avaliar a aceitação ou rejeição da hipótese nula, sem qualquer menção à potência do teste [ver Stock (1991)]. Este tende a ser notavelmente baixo quando é aplicado a séries temporais curtas. É este o caso com que nos deparamos, e que se reflete nos amplos intervalos de confiança para a maior raiz auto-regressiva das séries, conforme se observa nas duas últimas colunas da Tabela 1. Esse problema se agrava quando se considera o caso com tendência determinista.¹² Assim, por exemplo, o intervalo de 95% de confiança para a maior raiz auto-regressiva para o desemprego, considerando-se a existência de uma tendência determinista, é de 0,45 a 1,10.

Apesar de acreditarmos que o modelo deva ser estimado com as séries em níveis, o leitor encontrará no Anexo B os resultados da decomposição da variância

¹² Os intervalos de confiança foram calculados de acordo com a metodologia proposta por Stock (1991).

com base na estimação em primeiras diferenças. Qualquer dessas abordagens produz resultados semelhantes no que se refere à decomposição da variância do desemprego a médio e longo prazos, foco do interesse principal deste artigo. Voltaremos a abordar este ponto mais à frente, no contexto da discussão da decomposição da variância no caso-base.

5 - Estimação do modelo e resultados

5.1 - Estimação dos parâmetros estruturais

Não há um consenso na literatura quanto a como tratar a aparente tendência das séries [ver Blanchard e Quah (1988)]. Acreditamos que, neste caso, a tendência pode viesar os resultados no sentido de diminuir a importância relativa dos choques de realocação em favor dos choques de demanda. Isso porque o desemprego apresenta uma tendência de crescimento no período, enquanto o índice de vagas apresenta uma tendência de queda. No caso básico apresentado aqui, uma tendência determinista foi removida das séries. No caso da variável informalidade, a tendência foi removida a partir do segundo trimestre de 1990, quando a série inicia uma trajetória ininterrupta de crescimento.

Adotando a estratégia de identificação descrita anteriormente, obtivemos os seguintes valores para os parâmetros da matriz $[I - A]^{-1}$: $\beta = 1,171$, $\theta = -0,0543$, $\alpha \in (1,392, \infty)$. O parâmetro λ é uma função monótona crescente e contínua de α , podendo assumir valores no intervalo aberto que vai de 2,139 (para $\alpha = 1,392$) a 4,011 (quando $\alpha \rightarrow \infty$). Também o parâmetro ϕ é uma função monótona crescente e contínua de α , podendo assumir valores no intervalo aberto que vai de 0,218 (quando $\alpha \rightarrow \infty$) a 0,116 (para $\alpha = 1,392$).

Como a estimação do modelo foi feita com as séries em logaritmos, os parâmetros citados podem ser interpretados como elasticidades das variáveis com relação aos choques estruturais, no período em que estes ocorrem. Assim, um choque de participação que aumente contemporaneamente a taxa de informalidade em 1% produziria também um aumento de 1,17% na taxa de desemprego. Um choque de demanda que provoque uma redução de 1% na taxa de desemprego implicaria um aumento de vagas entre 2,14% e 4%, e uma redução da informalidade entre 0,12% e 0,22%, dependendo do valor fixado para o parâmetro α . Por último, um choque de realocação que aumente as vagas em 1% estaria associado a uma queda de 0,05% da informalidade e a um aumento do desemprego de pelo menos 1,4%.

A formulação teórica da curva de Beveridge, proposta por Blanchard e Diamond (1989), prevê que, em *steady-state*, choques de realocação devem resultar em um

deslocamento da curva ao longo de uma linha de 45 graus. Quer dizer, o parâmetro α deveria ser igual a um, valor que está fora do intervalo compatível com nossa identificação. Também Blanchard e Diamond (1989) encontram um valor diferente de um, e maior sensibilidade do desemprego que de vagas em relação a choques de realocação.¹³ Nos exercícios a seguir, escolhemos o valor de 1,40 para α . Esse é o valor que mais se aproxima de 1, respeitando a restrição $\alpha > 1,392$ com alguma aproximação. Nesse caso básico, temos $\lambda = 2,144$ e $\phi = -0,116$. Dentre os modelos estruturais compatíveis com nossa identificação, esse é o que minimiza o impacto de choques de realocação sobre o desemprego. No Anexo D, mostramos a decomposição da variância, supondo-se outros valores para o parâmetro α . De fato, a proporção da variância do desemprego, explicada por choques de realocação, é uma função crescente desse parâmetro. No entanto, mesmo em casos extremos, as conclusões qualitativas não diferem muito das obtidas no caso-base.

5.2 - Funções de resposta a impulso

Os Gráficos 4 a 9 representam as funções de resposta a impulso das séries de desemprego, vagas e informalidade nas curvas de colchão e de Beveridge, nos 16 trimestres seguintes a choques no valor de um desvio-padrão, partindo-se do ponto médio de cada série (as setas indicam os movimentos nos dois primeiros trimestres que se seguem aos choques). No caso do choque de demanda agregada, trata-se de um choque recessivo. Os Gráficos 4, 5 e 7 refletem a própria estratégia de identificação do modelo estrutural. No caso de choques de demanda agregada, as correlações esperadas entre desemprego, vagas e informalidade prevalecem durante todo o período de ajustamento. Isso ilustra o fato de que a identificação não é sensível ao número de períodos de correlação impostos às funções de resposta a impulso de choques de demanda.

Choques de realocação setorial do emprego atendem estritamente às restrições impostas, provocando uma correlação positiva entre desemprego e vagas por dois trimestres. Após esse intervalo de tempo, os efeitos desse tipo de choque sobre a curva de Beveridge se tornam indistinguíveis daqueles resultantes de um choque de demanda agregada, com um aumento de vagas e queda do desemprego em relação aos níveis iniciais.

Quanto aos efeitos de um choque de participação sobre desemprego e informalidade, temos a dinâmica esperada de aumento dessas duas variáveis ao longo de praticamente todo o processo de ajustamento, à exceção do sexto trimestre após o choque, quando há uma queda do desemprego. Nota-se ainda que, compa-

¹³ De fato, os parâmetros escolhidos pelos autores implicam um deslocamento contemporâneo quase horizontal da curva de Beveridge após um choque de realocação. Os parâmetros escolhidos pelos autores implicam um valor de $\alpha = 606$ no nosso modelo.

GRÁFICO 4

Curva de Beveridge — função de resposta a impulso para choque de demanda

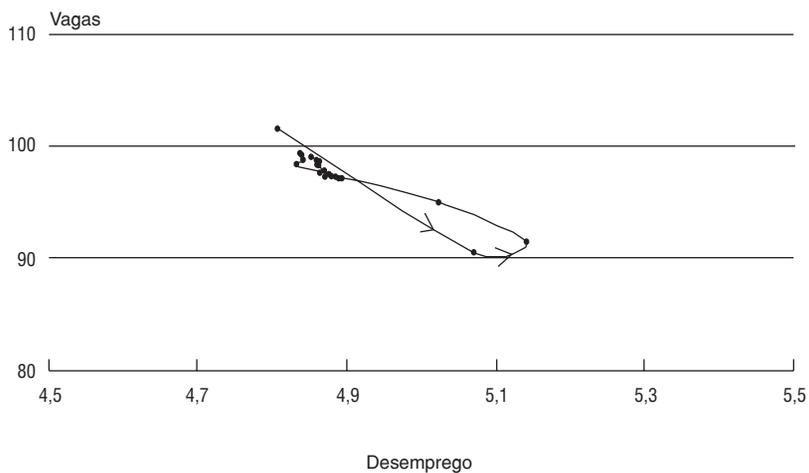


GRÁFICO 5

Curva de Beveridge — função de resposta a impulso para choque de realocação

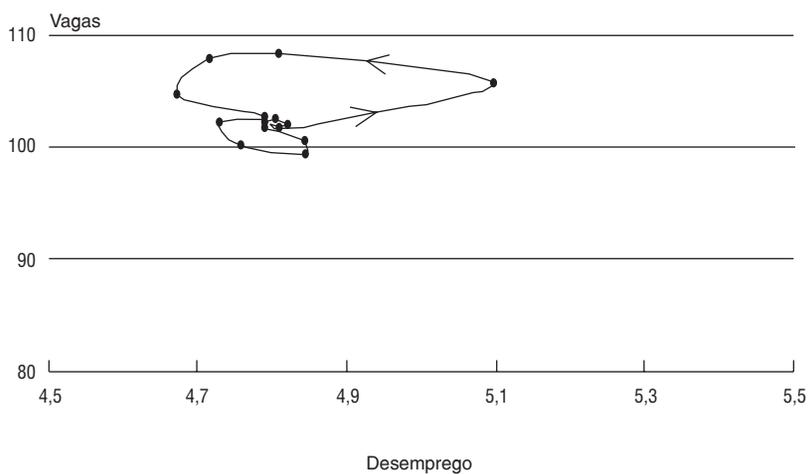


GRÁFICO 6

Curva de Beveridge — função de resposta a impulso para choque de participação

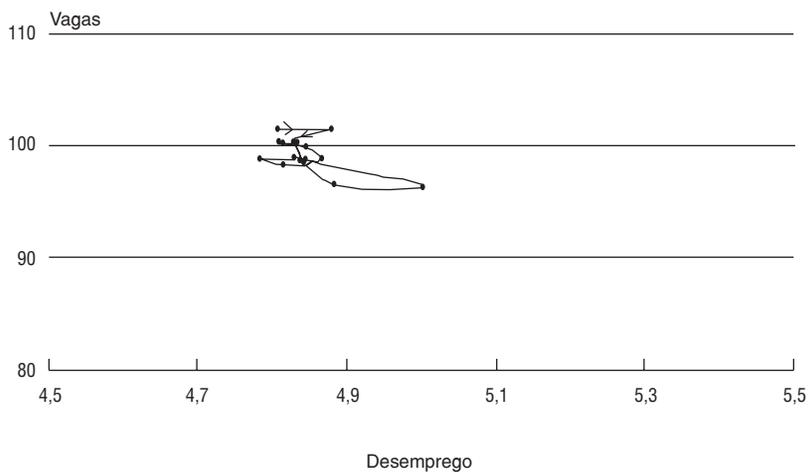


GRÁFICO 7

Curva de colchão — função de resposta a impulso para choque de demanda

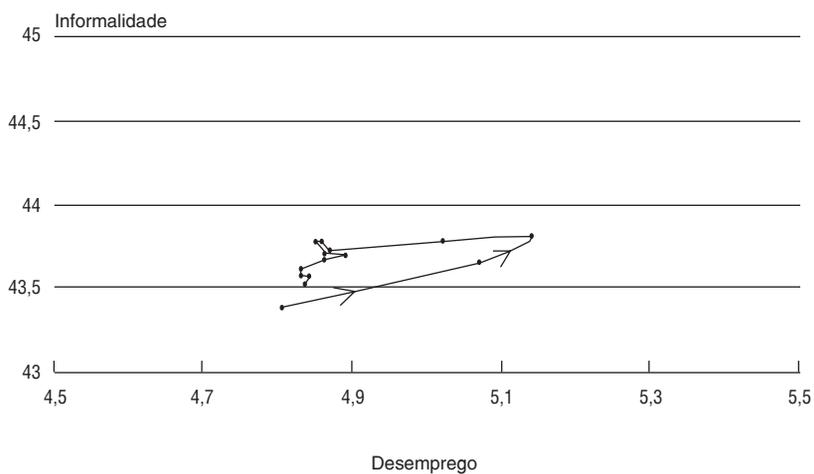


GRÁFICO 8

Curva de colchão — função de resposta a impulso para choque de realocação

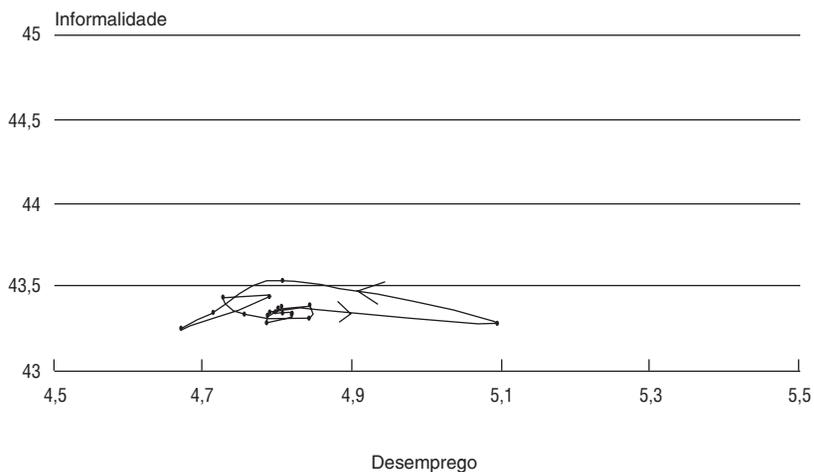
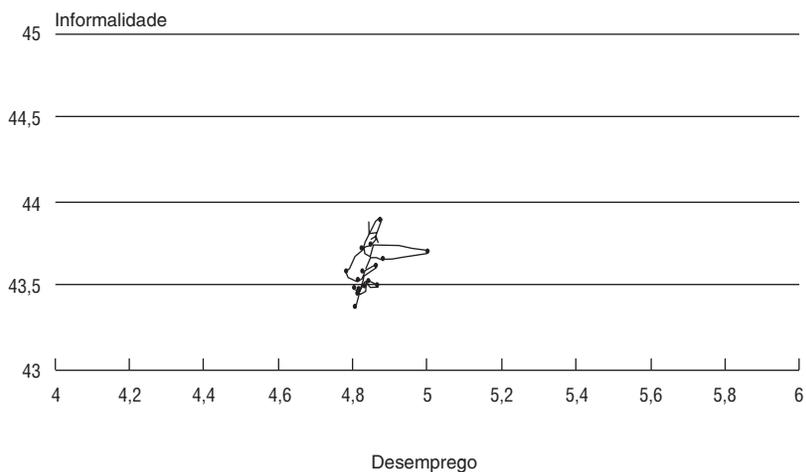


GRÁFICO 9

Curva de colchão — função de resposta a impulso para choque de participação



rado ao efeito dos choques de demanda, o impacto sobre informalidade é sensivelmente maior do que sobre o desemprego. Choques de participação provocam ainda uma redução do número de vagas anunciadas a partir do segundo trimestre, o que pode indicar uma redução do tempo de procura das firmas por um trabalhador para preencher uma vaga, em função do aumento do número de candidatas. De maneira geral, os gráficos das funções de resposta a impulso mostram um ajustamento quase completo no período de 16 trimestres, o que reflete a estacionariedade das séries na especificação adotada.

5.3 - Análise de decomposição de variância

Os resultados da decomposição da variância, apresentados na Tabela 3, corroboram a impressão que se tem a partir dos gráficos de resposta a impulso. No curto prazo, uma porção significativa da variância do erro de previsão do desemprego é explicada por choques de realocação (r), mas essa proporção diminui para algo próximo a 0,4% no longo prazo. No Anexo D, mostramos que, mesmo em um caso extremo ($\alpha = 50$), a proporção da variância do desemprego explicada por realocação é inferior a 6% no longo prazo. Choques de demanda agregada (d) explicam a maior parte da variância do desemprego no médio e longo prazos, e choques de participação (l) explicam cerca de 18% da variância do desemprego a longo prazo.

Choques de participação explicam uma fração elevada da variância da informalidade no curto prazo e cerca de 34% no longo prazo. Isso pode mostrar que o tipo de trabalhador que normalmente flutua entre os estados de participação e não-participação na força de trabalho é facilmente absorvido pelo mercado infor-

TABELA 3

Decomposição da variância

(Em %)

Variável	Desemprego			Vagas			Informalidade		
	d	r	l	d	r	l	d	r	l
Trimestre									
1	44,4	52,6	3,0	88,4	11,6	0,0	21,1	2,8	76,1
4	85,1	0,3	14,6	66,4	25,8	7,8	48,7	0,3	51,0
16	82,9	0,2	17,0	72,4	7,3	20,3	63,7	0,5	35,8
40	81,7	0,4	17,9	72,4	6,3	21,3	65,4	0,7	33,9
60	81,6	0,4	18,0	72,4	6,2	21,3	65,4	0,7	33,9

mal. Da perspectiva das firmas, isso pode espelhar um menor grau de exigência das empresas do setor informal em relação à qualidade do trabalhador. Da perspectiva do trabalhador, é provável que indivíduos com uma história de participação inconstante tenham menos aversão aos possíveis efeitos de sinalização negativa decorrentes da aceitação de um emprego informal.

No Anexo B, apresentamos a decomposição da variância das séries quando estimamos o VAR em primeiras diferenças, como forma de testar a robustez dos resultados encontrados abaixo da especificação adotada. Em geral, a decomposição da variância do desemprego e da informalidade mostrou-se similar ao caso básico, com um pequeno aumento da proporção explicada por choques de realocação. No caso de vagas, há um aumento significativo da proporção da variância associada a choques de realocação. Esse modelo, no entanto, tem o inconveniente de que todos os choques estruturais têm efeitos de longo prazo sobre as séries. No Anexo C, apresentamos os resultados obtidos sem a remoção da tendência das séries, que segue a estratégia adotada por Blanchard e Diamond (1989).

5.4 - Decomposição histórica das curvas de Beveridge e de colchão

Com base na identificação proposta para o caso básico, podemos decompor os movimentos históricos das curvas de Beveridge e de colchão entre aqueles decorrentes de cada um dos choques estruturais e das tendências deterministas removidas das séries previamente à estimação (Gráficos 10 a 19). Os períodos de maior aquecimento do mercado de trabalho, de acordo com os Gráficos 12 e 17, ocorreram no início de 1989 e no primeiro semestre de 1995, com a expansão da renda proporcionada pela implantação do Plano Real e imediatamente antes dos efeitos da restrição ao crescimento imposta na esteira da crise mexicana, de dezembro de 1994. Da mesma forma, os pontos de maior desaquecimento teriam ocorrido no terceiro trimestre de 1992, como efeito da forte e prolongada alta de juros que se seguiu à desvalorização cambial de setembro de 1991, e imediatamente antes da introdução do real, em meados de 1994.

Os Gráficos 13 e 18 mostram que choques de realocação têm um importante papel na explicação da alta do desemprego no segundo trimestre de 1998. Conforme se depreende dos Gráficos 11 e 16, uma parte importante do deslocamento das séries está associada às tendências deterministas, que não são “explicadas” pelo modelo apresentado. No caso de informalidade, a tendência de crescimento, a partir do segundo trimestre de 1990, domina qualquer outro efeito. Esses movimentos de longo prazo podem representar tendências nos próprios choques estruturais que, devido à estratégia empírica aqui adotada, foram elaborados de maneira a atender à condição de estacionariedade.

GRÁFICO 10

Curva de colchão — dados trimestrais, com ajuste sazonal

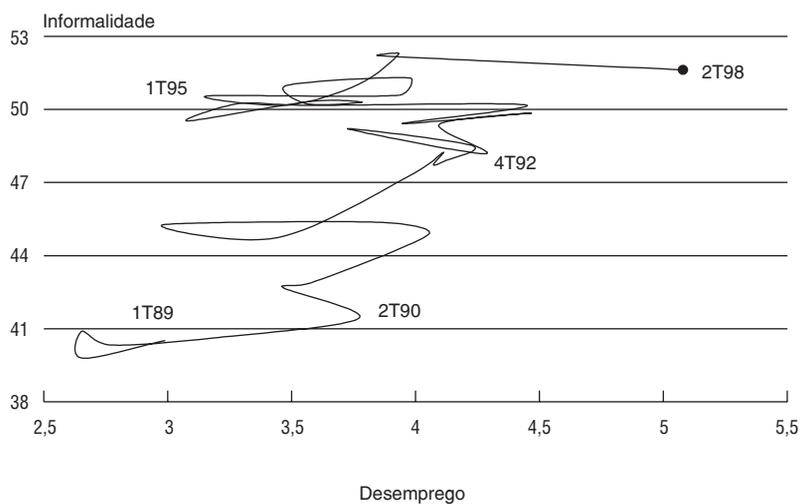


GRÁFICO 11

Curva de colchão: decomposição histórica — tendência

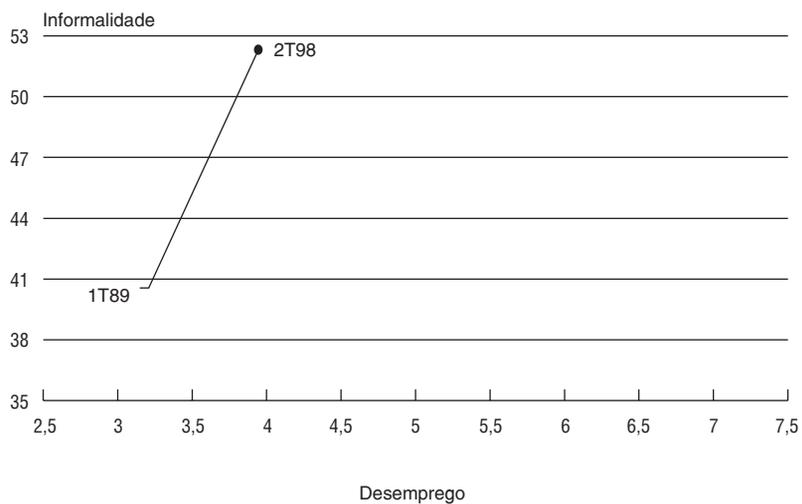


GRÁFICO 12

Curva de colchão: decomposição histórica — choques de demanda

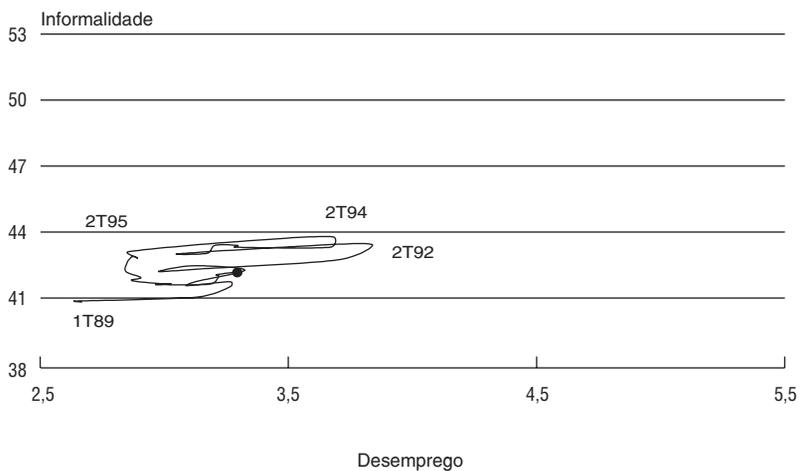


GRÁFICO 13

Curva de colchão: decomposição histórica — choques de realocação

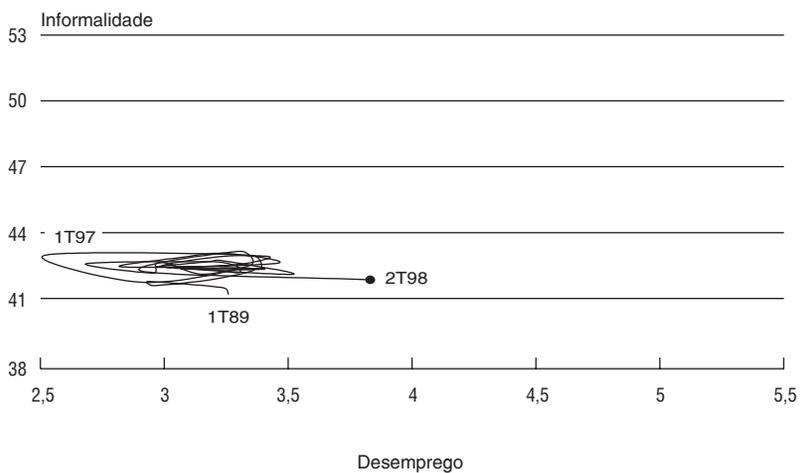


GRÁFICO 14

Curva de colchão: decomposição histórica — choques de participação

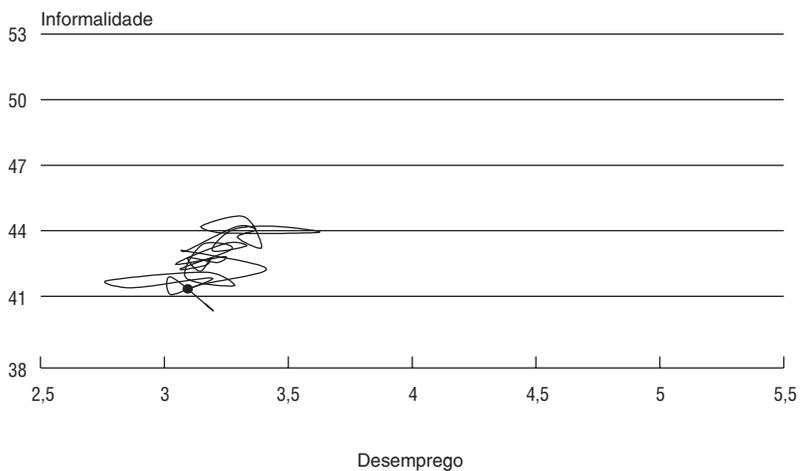


GRÁFICO 15

Curva de Beveridge — dados trimestrais, com ajuste sazonal

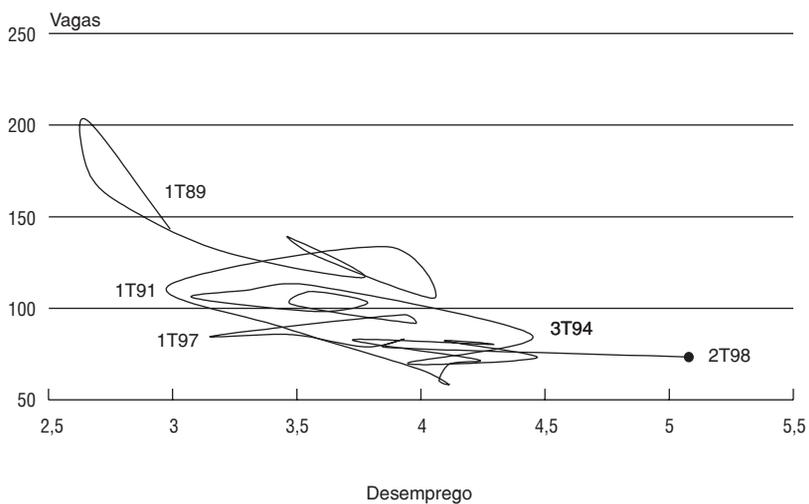


GRÁFICO 16

Curva de Beveridge: decomposição histórica — tendência

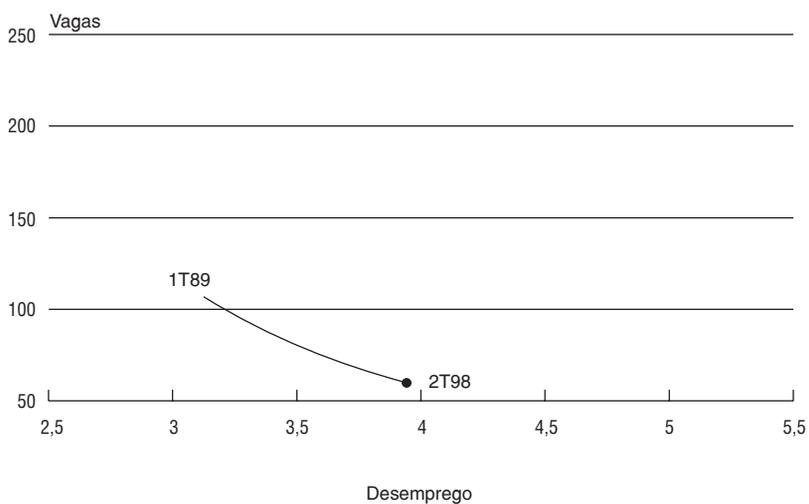


GRÁFICO 17

Curva de Beveridge: decomposição histórica — choques de demanda

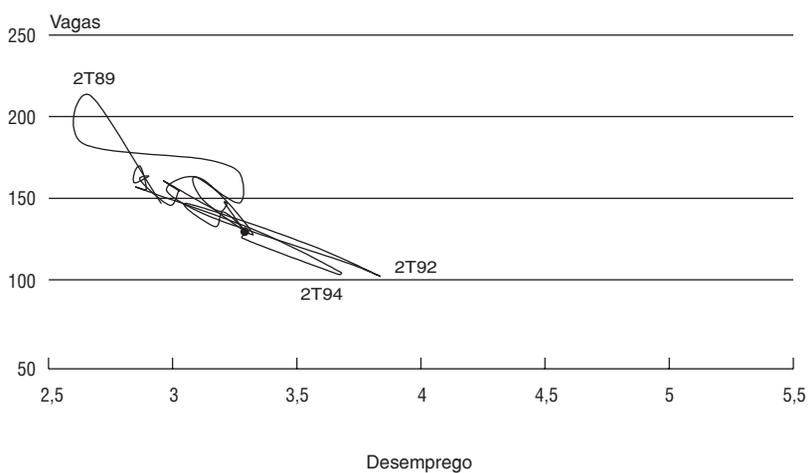


GRÁFICO 18

Curva de Beveridge: decomposição histórica — choques de realocação

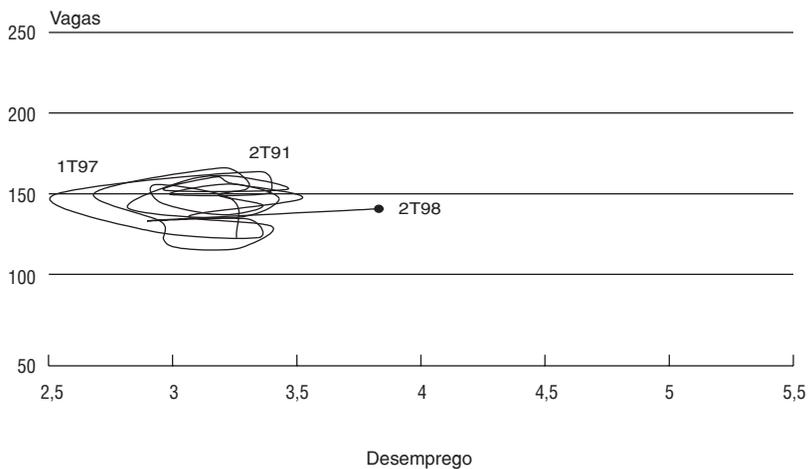
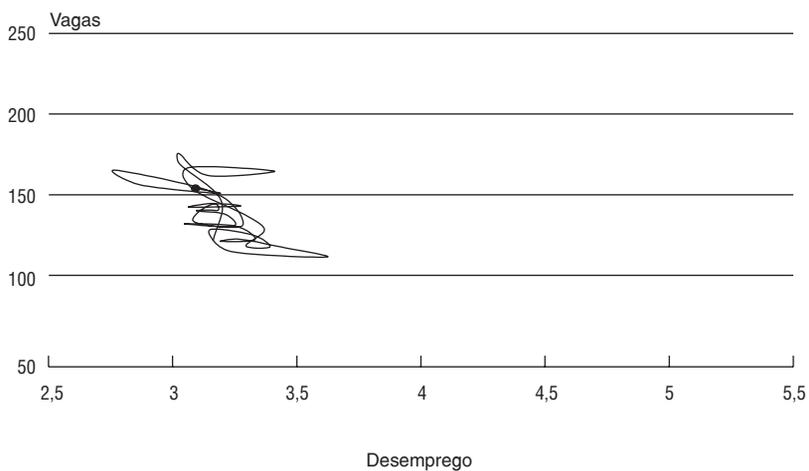


GRÁFICO 19

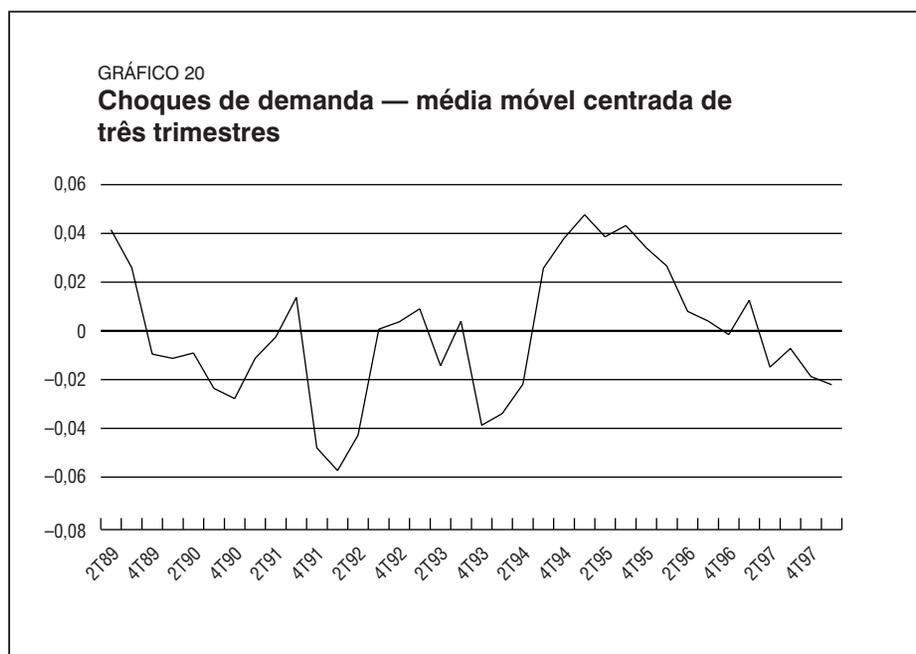
Curva de colchão: decomposição histórica — choques de participação

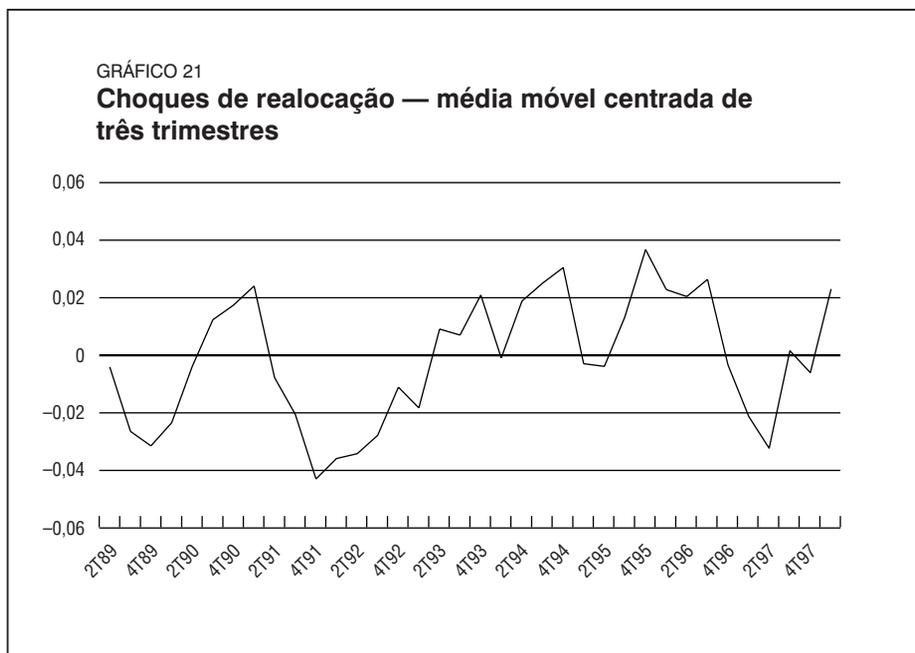


5.5 - A evolução histórica dos choques estruturais

Como já destacamos, a metodologia aqui adotada nos permite recuperar os choques estruturais. Os gráficos a seguir apresentam médias móveis centradas de três trimestres das séries históricas dos três choques estruturais. A série dos choques de demanda agregada, apresentada no Gráfico 20, coincide em grande parte com nossa expectativa. Estão representados os períodos recessivos coincidentes com o Plano Collor I, com a alta dos juros em fins de 1991 e 1992, e com a política monetária restritiva adotada após a crise da Ásia, no segundo semestre de 1997. Como importantes realizações positivas da demanda, temos o período pré-hiperinflacionário de 1989 e o Plano Real.

Quanto aos choques de realocação de trabalho, o Gráfico 21 sugere como momentos de realocação mais intensa os anos de 1990 e 1991 (reestruturação da dívida interna, com impactos diferenciados sobre os diversos setores da economia, e redução das tarifas e quotas à importação), o segundo semestre de 1993 (aprofundamento do processo de abertura comercial), o período que vai do terceiro trimestre de 1995 ao primeiro trimestre de 1996, e o primeiro semestre de 1998. Esses dois últimos períodos podem estar refletindo os efeitos setoriais diferenciados da âncora cambial, o aumento do volume de investimento direto externo, o

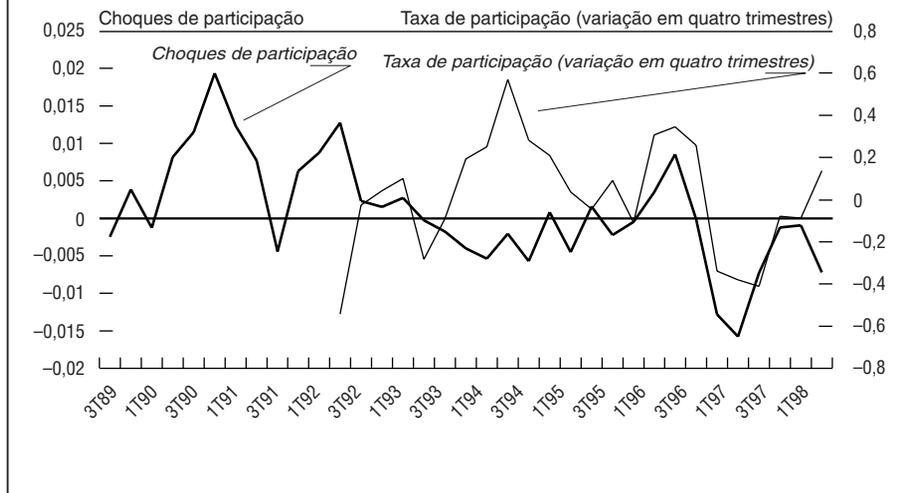




crescimento do número de fusões e aquisições e o aprofundamento do processo de privatização.

No Gráfico 22, apresentamos as realizações do choque de participação, o choque que menos sofreu restrições de nossa metodologia de identificação. Portanto, é possível que essa série absorva outros choques, não-modelados. Nesse sentido, apresentamos também uma *proxy* para os choques de participação, que consiste na variação, em quatro trimestres, da taxa de participação na força de trabalho para a região metropolitana do Rio de Janeiro, série essa disponível a partir de 1991. Os choques de participação apresentam boa aderência a essa *proxy* a partir do segundo trimestre de 1996, mas não no período inicial. Isso pode denotar que, de fato, os choques de participação estariam captando outros efeitos, não incluídos no modelo, entre 1992 e o primeiro trimestre de 1996.

GRÁFICO 22

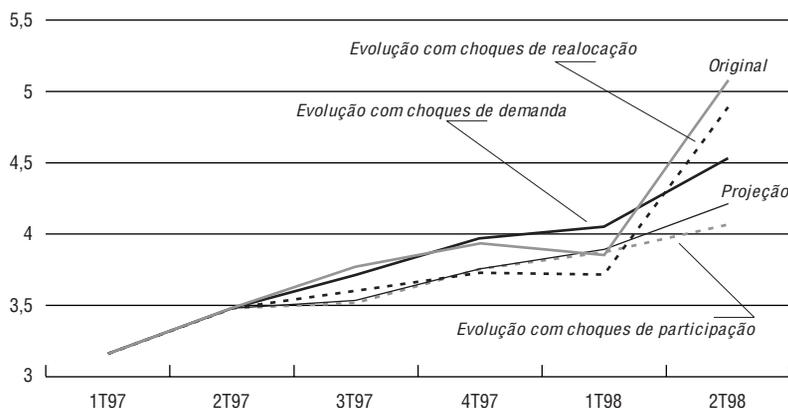
Choques de participação — média móvel centrada de três trimestres**5.6 - O aumento do desemprego em 1998**

Tanto os gráficos contendo a decomposição histórica das curvas de colchão e de Beveridge quanto o gráfico com a evolução histórica do choque de realocação sugerem que esse choque teve um papel importante na explicação da alta do desemprego em 1998. No Gráfico 23 procuramos fornecer mais evidências a esse respeito. O gráfico mostra a evolução da taxa de desemprego dessazonalizada no Rio de Janeiro, a partir do início de 1997, junto com a projeção obtida a partir do VAR estimado, tomando-se como base as informações disponíveis até o segundo trimestre de 1997. Esse gráfico traz também três séries que mostram a evolução histórica do desemprego no período, caso apenas um tipo de choque estrutural ocorresse (isto é, zerando-se as realizações dos outros dois choques estruturais).

O gráfico revela que o modelo tendeu a subestimar a taxa de desemprego no período. Até o primeiro trimestre de 1998, esse efeito era devido, principalmente, a choques negativos de demanda, uma vez que a evolução histórica, considerando-se apenas choques de demanda, produz taxas de desemprego mais altas que a projetada. No segundo trimestre de 1998, no entanto, temos um salto significativo da série que considera apenas choques de realocação, indicando a importância desse choque para explicar a alta do desemprego no período.

GRÁFICO 23

Evolução recente do desemprego e os componentes do erro de previsão



6 - Conclusões

Neste artigo, utilizamos um modelo VAR para identificar os principais determinantes da variância do erro de previsão do desemprego, informalidade e vagas, utilizando dados referentes à região metropolitana do Rio de Janeiro. O modelo nos permite medir a importância relativa dos choques de demanda agregada, de realocação setorial do emprego e de participação na força de trabalho sobre a taxa de desemprego, bem como sobre o grau de informalidade e sobre um índice de vagas, usado aqui de forma pioneira.

Para identificação do modelo estrutural, adotamos hipóteses que buscam refletir os efeitos de choques de demanda sobre a curva de Beveridge e a curva de colchão (relacionando desemprego e emprego informal), e os efeitos de choques de realocação setorial do emprego sobre a curva de Beveridge.

O modelo mostra a predominância de choques de demanda agregada e, em menor grau, choques de participação na força de trabalho, na explicação do erro de previsão do desemprego a médio e longo prazos. Choques de realocação setorial do emprego explicam uma proporção significativa do desemprego apenas no curto prazo.

Os choques de demanda resultantes da identificação do modelo coincidem, em grande parte, com outros indicadores do ciclo econômico no período. O modelo identifica como momentos históricos em que há intensa realocação do emprego o período que se estende do terceiro trimestre de 1990 ao segundo trimestre de 1991, o período que se estende do segundo trimestre de 1993 ao final de 1994, o período que vai do terceiro trimestre de 1995 ao final de 1996, e o segundo trimestre de 1998. A análise histórica sugere também que choques de realocação explicam, em grande parte, a alta da taxa de desemprego observada no início de 1998.

Anexo A

O índice de vagas

Esse índice do MTE/IPEA foi elaborado tendo como base os anúncios classificados de emprego dos jornais *O Dia*, *O Globo* e *Jornal do Brasil*. As séries foram ajustadas para o número de dias úteis do mês, com peso diferenciado para o número de domingos. O ajuste das séries obedeceu à metodologia descrita a seguir. Primeiro estimou-se a seguinte regressão:

$$\text{Anúncios}_{jt} = \alpha_j + \beta_{j1} * D_t + \beta_{j2} * ND_t + \varepsilon_{jt} \quad (\text{A.1})$$

onde o subscrito j indica o jornal, o subscrito t indica o mês, α é uma constante, D representa o número de domingos e ND representa o número de não-domingos.

A seguir foi elaborada, para cada série, uma série de pesos que visa normalizar os anúncios para um mês-padrão de 30 dias, com quatro domingos, de acordo com a seguinte fórmula:

$$\omega_{jt} = (4 * \beta_{j1} / \beta_{j2} + 26) \div (D_t * \beta_{j1} / \beta_{j2} + ND_t) \quad (\text{A.2})$$

As séries originais foram então normalizadas, multiplicando-se pelos pesos.

As séries para os jornais *O Dia* e *Jornal do Brasil* estavam disponíveis para todo o período de janeiro de 1988 a agosto de 1998. Já a série para o jornal *O Globo* tem início em janeiro de 1993. Até janeiro de 1993, a série agregada representa a soma das séries ajustadas para os jornais *O Dia* e *Jornal do Brasil*. A partir de fevereiro de 1993, a série foi elaborada pela aplicação da taxa de variação, em relação ao mês anterior, da soma das séries ajustadas para os três jornais sobre o nível da série agregada no mês anterior.

Anexo B

Decomposição da variância — modelo estimado em primeira diferença

Os valores dos coeficientes da matriz $[I - A]^{-1}$ normalizada são: $\alpha > 0,722$, $\beta = 0,1647600513$, $\theta = -0,04471297077$, $\lambda \in (1,385, 3,550)$ e $\phi \in (-0,1587, -0,0619)$.

Decomposição da variância para $\alpha = 0,73$

(Em %)

Variável	U			V			P		
	d	r	l	d	r	l	d	r	l
Choque									
Trimestre									
1	69	30	0	70	30	0	12	5	82
4	98	2	1	46	54	0	44	7	49
16	87	8	5	45	50	5	62	4	35
40	83	10	7	46	48	6	65	3	32
60	82	11	7	47	48	6	66	3	31

Anexo C

Decomposição da variância — modelo estimado sem remover a tendência

Os valores dos coeficientes da matriz $[I - A]^{-1}$ normalizada são: $\alpha > 1,581$, $\beta = 2,010$, $\theta = -0,05165116241$, $\lambda \in (2,443, 4,487)$ e $\phi \in (-0,232, -0,126)$.

Decomposição da variância para $\alpha = 1,59$

(Em %)

Variável	U			V			P		
	d	r	l	d	r	l	d	r	l
Choque									
Trimestre									
1	36	55	9	91	9	0	20	2	77
4	80	0	20	78	18	3	42	0	58
16	83	0	17	81	7	12	52	0	48
40	80	0	20	78	5	17	57	0	43
60	79	0	21	78	4	18	58	0	42

Anexo D

Decomposição da variância — diferentes valores do parâmetro α

TABELA D.1

Decomposição da variância com $\alpha = 5$

(Em %)

Variável	U			V			P		
	d	r	l	d	r	l	d	r	l
Choque									
Trimestre									
1	23,0	74,0	3,0	98,7	1,3	0,0	23,6	0,3	76,1
4	78,3	7,1	14,6	82,9	9,3	7,8	47,8	1,2	51,0
16	80,1	2,9	17,0	79,3	0,4	20,3	62,9	1,3	35,8
40	79,9	2,2	17,9	78,5	0,2	21,3	64,9	1,1	33,9
60	79,8	2,2	18,0	78,5	0,2	21,3	65,0	1,1	33,9

TABELA D.2

Decomposição da variância com $\alpha = 10$

(Em %)

Variável	U			V			P		
	d	r	l	d	r	l	d	r	l
Choque									
Trimestre									
1	18,6	78,4	3,0	99,7	0,3	0,0	23,8	0,1	76,1
4	75,5	10,0	14,6	85,7	6,5	7,8	46,8	2,2	51,0
16	78,2	4,8	17,0	79,7	0,0	20,3	61,7	2,5	35,8
40	78,2	3,9	17,9	78,7	0,0	21,3	63,8	2,3	33,9
60	78,1	3,9	18,0	78,7	0,0	21,3	63,9	2,3	33,9

TABELA D.3

Decomposição da variância com $\alpha = 50$

(Em %)

Variável	U			V			P		
	d	r	l	d	r	l	d	r	l
Choque									
Trimestre									
1	15,2	81,8	3,0	100,0	0,0	0,0	23,9	0,0	76,1
4	72,8	12,6	14,6	87,7	4,5	7,8	45,8	3,2	51,0
16	76,3	6,8	17,0	79,6	0,1	20,3	60,4	3,8	35,8
40	76,4	5,7	17,9	78,5	0,2	21,3	62,5	3,5	33,9
60	76,4	5,7	18,0	78,5	0,2	21,3	62,6	3,5	33,9

Abstract

In this paper, we use a structural VAR model to identify the main determinants of the forecasting error variance of unemployment, informality and vacancies in the metropolitan region of Rio de Janeiro. The model allows us to measure the relative importance of aggregate demand, employment reallocation, and labor force participation shocks on these three variables. Identification is based on hypotheses reflecting the effects of the shocks on the Beveridge curve and the "mattress curve" (which relates unemployment to informality). The model points to the predominance of aggregate demand shocks in explaining unemployment movements in the medium and long run. Employment reallocation shocks explain a significant portion of unemployment only in the short run.

Bibliografia

- ABRAHAM, K. Help-wanted advertising, job vacancies, and unemployment. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 207-248, 1987.
- ABRAHAM, K., KATZ, L. Cyclical unemployment: sectoral shifts or aggregate disturbances? *Journal of Political Economy*, n. 94, p. 507-522, 1986.
- AMADEO, E., BARROS, R. P. de, CAMARGO, J. M., MENDONÇA, R. *The labor market and the informal sector in Brazil*. InterAmerican Development Bank, 1994 (Working Paper Series, 175).
- BARROS, A. R. *O setor informal e o desemprego na região metropolitana do Recife*. Out. 1997 (Série Seminários IPEA/DIPES, 19).
- BAXTER, M., KING, R. *Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series*. NBER, Fev. 1995 (Working Paper, 5.022).
- BIVAR, W. *Aspectos da estrutura do desemprego no Brasil — composição por sexo e duração*. Rio de Janeiro: Pontifícia Universidade Católica, Departamento de Economia, 1991 (Dissertação de Mestrado).
- BLANCHARD, O., DIAMOND, P. The Beveridge curve. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 1-76, 1989.
- BLANCHARD, O., QUAH, D. *The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances*. NBER, Oct. 1988 (Working Paper, 2.737).
- BRAINARD, L., CUTLER, D. Sectoral shifts and cyclical unemployment. *Quarterly Journal of Economics*, p. 219-243, 1993.
- CAMPBELL, J., KUTTNER, K. Macroeconomic effects of employment reallocation. *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, n. 44, p. 87-116, 1996.
- CAMPBELL, J., PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. *NBER Macroeconomics Annual*, p. 141-200, 1991.
- CARD, D. *Does inflation “grease the wheels of the labor market”?* NBER, Apr. 1996 (Working Paper, W 5.538).
- CARNEIRO, F. Wage differentials, insider power, and wage bargaining: the Brazilian case viewed from an international perspective. *Anais do XVI Encontro da Sociedade Brasileira de Econometria*, Florianópolis, p. 245-261, 1994.
- DAVIS, S., HALTIWANGER, J., SCHUH, S. *Job creation and destruction*. Cambridge, Massachusetts. MIT Press, 1996.
- GIAMBIAGI, F., REIS, C. Crescimento econômico e emprego no Brasil: o que podemos esperar. *Conjuntura Econômica*, Ibre/FGV, p. 67-72, 1998.

- GONZAGA, G. Rotatividade e qualidade do emprego no Brasil. *Revista de Economia Política*, n. 18, v. 1, p. 120-140, 1998.
- LAMBERT, J. P. *Disequilibrium macroeconomic models: theory and estimation of rationing models using business survey data*. Cambridge: Cambridge University Press, 1988.
- LILIEN, D. Sectoral shifts and cyclical unemployment. *Journal of Political Economy*, n. 90, v. 1, p. 777-793, 1982.
- LOUNGANI, P., ROGERSON, R. Cyclical fluctuations and sectoral reallocation: evidence from the PSID. *Journal of Monetary Economics*, n. 23, p. 257-273, 1989.
- LOUNGANI, P., RUSH, M., TAVE, W. Stock market dispersion and unemployment. *Journal of Monetary Economics*, p. 367-388, June 1990.
- LOUNGANI, P., TREHAN, B. Explaining unemployment: sectoral vs. aggregate shocks. *FRBSF Economic Review*, n. 1, p. 3-15, 1997.
- LUCAS, R., PRESCOTT, E. Equilibrium search and unemployment. *Journal of Economic Theory*, p. 188-209, Feb. 1974.
- MCDONALD, I. SOLOW, R. Wage bargaining and employment. *American Economic Review*, v. 71, p. 897-908, Dec. 1981.
- . Wages and employment in a segmented labor market. *Quarterly Journal of Economics*, v. 75, p. 1.115-1.141, 1985.
- MALINVAUD, E. *Diagnosing unemployment*. Cambridge: Cambridge University Press, 1994.
- MURPHY, K., TOPEL, R. The evolution of unemployment in the United States: 1965-1985. In: FISCHER, S. (ed.). *NBER Macroeconomics Annual 1987*, Massachusetts: MIT Press, p. 11-58, 1987.
- NEUMAN, G. TOPEL, R. Employment risk, diversification and unemployment. *Quarterly Journal of Economics*, v. 106, p. 1.341-1365, 1991.
- PAZELLO, E., BIVAR, W., GONZAGA, G. Criação e destruição de postos de trabalho por tamanho de empresa na indústria brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 30, n. 2, p. 259-288, ago. 2000.
- REIS, M., GONZAGA, G. Desemprego e deslocamentos setoriais da demanda por trabalho no Brasil. In: FONTES, R., ARBEX, M. (eds.). *Desemprego e mercado de trabalho — ensaios empíricos*. Universidade de Viçosa, 2000.
- RISSMAN, E. Wage growth and sectoral shifts: Phillips curve redux. *Journal of Monetary Economics*, v. 31, n. 3, p. 396-416, 1993.

- SEDLACEK, L. G., BARROS, R. P. de, VARANDAS, S. Segmentação e mobilidade no mercado de trabalho: a carteira de trabalho em São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 20, n. 1, p. 87-104, 1990.
- STOCK, J. Confidence intervals for the largest autoregressive root in U.S. economic time series. *Journal of Monetary Economics*, v. 28, n. 3, p. 435-460, 1991.
- URANI, A., WINOGRAD, C. Distributional effects of stabilization policies in a dual economy: the case of Brazil — 1981-88. *Revista Brasileira de Economia*, n. 48, p. 71-84, 1994.
- WATSON, M. Vector autorregression and cointegration. In: ENGLE, R., MCFADDEN, D. (eds.). *Handbook of econometrics*, v. IV, p. 2.843-2.915, 1994.
- WATSON, M., KING, R. The post-war U.S. Phillips curve: a revisionist history. *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, p. 157-219, 1994.

(Originais recebidos em maio de 2001. Revistos em março de 2002.)

