

EFEITOS DINÂMICOS DOS CHOQUES DE OFERTA E DEMANDA EM PAÍSES LATINO-AMERICANOS

5. Crescimento econômico e desenvolvimento regional

Yuri Cesar de Lima e Silva

Professor do Departamento de Economia, Universidade Federal de Roraima – UFRR
Economista da Secretaria de Planejamento e Orçamento de Roraima.

yuricesar_silva@hotmail.com

Lucicleyton Henrique de Farias

Universidade Federal do Pernambuco - (PIMES/UFPE)

cleytonfarias@outlook.com

Andrei de Lima e Silva (UFRR)

Professor do Departamento de Economia, Universidade Federal de Roraima – UFRR

andrei_als@hotmail.com

Luis Abel da Silva Filho

Professor do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri – URCA
Bolsista da Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (DIRUR) –
Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA

luis.abel@urca.br

Jocildo Fernandes Bezerra

Universidade Federal do Pernambuco - (PIMES/UFPE)

jocildo.bezerra@gmail.com

Resumo: Este artigo explora os efeitos de choques de oferta e demanda em um conjunto de países da América Latina. Utilizamos dados sobre PIB real e Índice de Preços ao Consumidor, estimamos um modelo SVAR usando a decomposição de Blanchard e Quah (1989) como ponto de partida, na qual uma das hipóteses centrais é de que os choques de oferta e demanda são não correlacionados. Os resultados dessa abordagem sugerem que parte dos efeitos sobre as variáveis endógenas do modelo estão de acordo com a literatura tradicional, enquanto há efeitos, em particular o efeito do nível de preços em relação a um choque de oferta, que se mostraram contrários à literatura. Posteriormente utilizamos uma decomposição alternativa, na qual é relaxada a hipótese de não correlação entre os choques. Os resultados dessa abordagem estão de acordo com a literatura tradicional e sugerem que há um efeito significativo e permanente de um choque de demanda sobre o nível de produção das economias.

Palavras-chaves: SVAR. Decomposição Blanchard-Quah. América Latina.

Abstract: This article explores the effects of supply and demand shocks in Latin American countries. We use data on real GDP and the Consumer Price Index and estimate a SVAR model using the decomposition of Blanchard and Quah (1989) as a starting point, in which one of the central assumptions is that supply and demand shocks are uncorrelated. The results of this approach suggest that some of the effects on the model's endogenous variables agree with those of traditional literature. At the same time, there are effects, particularly the impact of the price level on a supply shock, contrary to the literature. Subsequently, we used an alternative decomposition, in which the hypothesis of non-correlation between the shocks is

relaxed. The results of this approach align with the traditional literature and suggest a significant and permanent effect of a demand shock on the level of output of economies.

Keywords: SVAR. Blanchard-Quah decomposition. Latin America.

Classificação JEL: C32, E32, E31.

1. Introdução

Uma questão recorrente nos estudos das flutuações econômicas é a possibilidade de se decompor as séries temporais em seus componentes constituídos por ciclo e tendência. Ocuparam-se deste assunto, entre outros, Nelson e Plosser (1982), Campbell e Mankiw (1987), Rudebusch (1993), Diebold e Senhadji (1996). Para as economias emergentes, destaca-se o trabalho de Aguiar e Gopinath (2007).

Os primeiros estudos citados acima se valiam da utilização de filtros que os condicionavam a trabalharem com séries temporais univariadas, até que no final da década de 1980, Blanchard e Quah (1989) tiveram a iniciativa de usar a contribuição metodológica de Sims (1980), na forma de Vetores Autorregressivos, e introduziram um modelo bivariado para identificar choques estruturais que impactam diferentemente os determinantes de ciclos e de tendências das séries temporais. Com base nessa abordagem, Blanchard e Quah (1989) puderam contornar as limitações apresentadas pelos modelos univariados, até então em voga.

A abordagem de Blanchard e Quah (1989) (de agora em diante Blanchard-Quah) permite a identificação de choques temporários e permanentes e tornou possível observar que os choques do primeiro tipo identificam ciclos e os do segundo tipo identificam tendências. Essa abordagem ganhou grande notoriedade e foi amplamente utilizada no ambiente acadêmico¹. Porém, mesmo assim, não esteve imune a questionamentos que focaram, sobretudo, em uma das suas principais suposições: a independência entre os choques de oferta e demanda agregadas. Como exemplo, podemos citar os trabalhos de Cover, Enders e Hueng (2006), Enders e Hurn (2007), Bashar (2011).

Recentemente, Keating (2013) mostrou que no período anterior à Primeira Guerra Mundial choques de demanda agregada tiveram efeitos de longo prazo sobre a produção e elencou um conjunto de teorias que suportam esse resultado, entre elas a da não-superneutralidade da moeda, a dos efeitos da política fiscal de longo prazo, a de falhas de coordenação e da histerese nos mercados de trabalho. Também é importante mencionar que Waggoner e Zha (2003) mostraram que normalizações na matriz de variância e covariância, como realizado na abordagem clássica de Blanchard-Quah, podem gerar distorções na inferência estatística em um VAR estrutural. Portanto, considerar que algum tipo de correlação entre os choques aconteça, pode gerar resultados mais condizentes com a realidade e menos problemáticos estatisticamente.

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho é buscar evidências sobre a existência de correlação entre choques de demanda e choques de oferta num conjunto de economias latino-americanas, compreendendo Brasil, Colômbia, Chile, Equador, México e Peru. Julga-se importante essa iniciativa, não apenas pela contribuição ao debate, que continua ativo nessa área, mas também pela orientação que eventualmente possa oferecer para guiar a concepção e implementação de políticas macroeconômicas nesses países.

¹ Até o momento da submissão desse artigo o trabalho de Blanchard e Quah (1989) já possuía mais de 4.700 citações, de acordo com o Google Scholar

Além desta introdução, o trabalho se constitui das seguintes partes: Na segunda parte apresenta-se uma revisão da literatura, na terceira parte descrevem-se a metodologia, os dados e as especificações do modelo empírico, na quarta parte analisam-se os resultados, e na última parte expõem-se algumas conclusões.

2. Revisão da literatura

O objetivo desta seção é oferecer uma breve revisão da literatura, destacando, sobre os principais trabalhos, as metodologias usadas, os períodos dos estudos e alguns resultados obtidos, embora não necessariamente nessa ordem. Os pioneiros, Blanchard e Quah (1989) propuseram um modelo SVAR bivariado, diferente das propostas univariadas até então vigentes, para a economia americana, no período entre 1950 e 1987, usando o comportamento conjunto do PIB e do desemprego, sugerindo um esquema de identificação com o intuito de separar os efeitos dos choques permanentes e temporários destas séries. Com o objetivo de identificar os choques, os autores assumiram duas importantes hipóteses: a não correlação entre os choques e a neutralidade de longo prazo dos choques de demanda agregada sobre o nível do produto real. Os resultados encontrados demonstraram que o choque de demanda agregada tem um efeito inicial sobre a produção e o desemprego que desaparece após cerca de dois ou três anos, e que o choque de oferta tem um efeito sobre a produção que se acumula ao longo do tempo chegando a um valor permanente depois de cinco anos. Outro importante resultado encontrado nesse trabalho foi que o choque de demanda contribui substancialmente para as flutuações do produto no curto e médio prazo, mas o choque de oferta é a causa dominante das flutuações do produto desse país.

Entretanto, a hipótese de os choques serem não correlacionados foi criticada por Cover, Enders e Hueng (2006), que chegaram a resultados contrários aos assumidos por Blanchard e Quah (1989), demonstrando que os choques de oferta e demanda agregadas apresentavam, na realidade, uma forte relação na economia americana. O período da amostra compreende os anos entre 1954 e 2001. O modelo utilizado nesta abordagem alternativa permite que um deslocamento da curva de demanda agregada possa induzir mudanças na curva de oferta agregada de longo prazo. Portanto, choques de demanda podem ter efeitos permanentes no nível do produto real. Os resultados encontrados apontaram para uma curva de oferta suficientemente elástica para que choques de demanda possam ter um efeito de curto prazo importante na produção. A correlação estimada entre os choques foi de 0,61 quando a causalidade do choque é da oferta para a demanda e de 0,78 no caso contrário. Além disso, os resultados da decomposição da variância relataram que quando a causalidade é exercida da demanda para a oferta, o choque de oferta estrutural (que neste caso é um choque de oferta independente) representa apenas 18% da variação da produção. Portanto, choques de demanda são capazes de contabilizar uma grande parte da variação de longo prazo na produção, invertendo a dominância do lado da oferta apontado em Blanchard e Quah (1989).

Estendendo a abordagem de Cover, Enders e Hueng (2006) para o caso de pequenas economias abertas, Enders e Hurn (2007) utilizaram um VAR com três variáveis (PIB mundial, PIB doméstico e taxa de inflação doméstica) para a economia da Austrália entre os anos de 1980 e 2003. Os resultados mostraram que o coeficiente de correlação entre os choques de demanda e oferta agregadas na Austrália é 0,736. Quando comparados os resultados da análise da variância com a decomposição de Blanchard-Quah e com a decomposição alternativa, observou-se que choques de demanda agregada são responsáveis por aproximadamente 20% da variação do crescimento do produto da Austrália no caso da decomposição alternativa. Isso contrasta fortemente com os resultados da decomposição de Blanchard-Quah tradicional, em que choques de demanda são responsáveis por menos de 1% dessa variação.

O artigo de Bashar (2011) aponta para uma correlação forte entre os choques de oferta e demanda agregadas nos países do G7, onde o menor valor do coeficiente que mede o impacto da influência dos choques de demanda sobre os choques de oferta foi observado na França (0,55) e o maior foi no Japão (0,78). Em todos os países o choque de oferta domina a variação do crescimento do produto no caso da abordagem Blanchard-Quah e os choques de demanda dominam na abordagem alternativa. Neste trabalho, o autor também mediu a correlação entre o choque de demanda e a produtividade total do trabalho nessas economias, mostrando que os choques de demanda agregada identificados são positivamente correlacionados com a produtividade do trabalho em cada um dos 7 países. O período estudado compreendeu os anos entre 1961 e 2008.

Já em Bashar (2012) o autor retoma a questão da identificação de choques de oferta e demanda agregadas replicando a metodologia de Cover, Enders e Hueng (2006) para cinco países da Associação de Nações do Sudeste Asiático – ASEAN, entre 1981 e 2008. Os resultados demonstraram que os choques de oferta e demanda agregadas são positivamente relacionados na Malásia (0,81), Filipinas (0,42), Singapura (0,62) e Tailândia (0,69), mas não são na Indonésia (-0,01)². O choque de demanda agregada assume um papel dominante na variação dos níveis do produto, tanto no curto quanto no longo prazo nestes países. Este artigo estende a análise de Cover, Enders e Hueng (2006) para mostrar que a abordagem Blanchard-Quah pode levar a anomalias na identificação de choques. Os autores mostram que, no modelo Blanchard-Quah tradicional, o choque de oferta agregada leva a respostas positivas na inflação, o que é difícil de justificar por qualquer teoria macroeconômica. Esta anomalia é, basicamente, causada pelo fato de que os choques identificados são correlacionados. Os resultados mostram que a aparente anomalia na inflação desaparece quando são permitidos que choques de demanda afetem a oferta.

Esses resultados não estão distantes da teoria macroeconômica, como parece a princípio. Para demonstrar isso, Keating (2013) compilou um conjunto de teorias que permitem que choques de demanda agregada possam ter efeitos permanentes sobre o nível da produção. As mais importantes são: a) não-superneutralidade da moeda: com a ideia de que variações permanentes na taxa de crescimento da moeda modificam a produção no longo prazo da economia [Tobin (1965)]; b) efeitos de longo prazo da política fiscal: variações no gasto do governo geram variações no investimento de longo prazo, podendo influenciar a oferta agregada de longo prazo pelo seu efeito sobre o estoque de capital [Baxter e King (1993)]; c) problemas de coordenação: podem produzir múltiplos equilíbrios. Isso pode fazer com que a demanda agregada influencie o resultado de equilíbrio da economia, e o produto pode ser permanentemente afetado [Cooper e John (1988)]; e d) histerese: a taxa natural de desemprego depende dos níveis anteriores da taxa efetiva de desemprego, portanto, estímulos na demanda agregada reduzem a taxa natural de desemprego e, conseqüentemente, maior emprego irá aumentar a produção [Ball (1999)]. Por outro lado, algumas teorias chamam a atenção para o papel da demanda no processo de inovação tecnológica, o trabalho de Utterback (1974) reflete bem essa ideia, mostrando que a maioria das inovações na indústria ocorrem em resposta às condições de demanda do mercado. Dessa forma, um choque de demanda agregada que aumenta o nível da produção temporariamente pode, através de uma série de canais, exercer influência permanente do lado da oferta.

Mais recentemente, Chen e Netsunajev (2016) apresentaram uma nova proposta para o debate, relaxando a suposição de neutralidade de longo prazo dos choques de demanda. Nesta nova abordagem, os autores usaram informações das mudanças na volatilidade das séries para

² Os valores entre parêntese são relativos ao coeficiente que mede a capacidade de um choque de oferta agregada ser influenciado por um choque independente de demanda agregada.

identificar os choques de oferta e demanda agregadas. Os autores utilizam uma abordagem empírica por meio de um SVAR com smooth transition in variances, nos mesmos moldes do apresentado em Lutkepohl e Netsunajev (2014). Os resultados corroboram com as conclusões fornecidas pela literatura citada anteriormente ao reconhecer que efeitos positivos de choque de demanda agregada geram efeitos permanentes sobre o produto. Entretanto, este enfoque não será abordado neste artigo.

Já Leduc e Liu (2016) analisaram de que forma choques de incertezas afetam a demanda agregada e o mercado de trabalho. Um modelo DSGE foi utilizado para analisar efeitos sobre o desemprego e a inflação. Os principais resultados nos dão conta de que choque de desemprego agem com os choques de demanda agregada, resultado em aumento de desemprego e redução de inflação, independentemente de rigidez nominal. Fricções em buscas no mercado de trabalho amplifica os efeitos recessivos da incerteza, até mesmo quando se recorre a modelos de preços flexíveis. Fricções de buscas de empregos e rigidez nominal podem explicar até 70% do aumento no desemprego, diante de um choque de incertezas. Outrossim, os autores acrescentam que a interação ente oferta e demanda agregada é considerado fundamental para avaliar efeitos de incertezas sobre variáveis macroeconômicas.

Basu e Bundick (2017), por meio de uma abordagem vetorial autorregressiva estrutural, utilizado dados simulados e o índice Chicago Board Options Exchange para calibrar o modelo como choque de incerteza. Os autores buscaram evidências empírica sobre a forma como um choque de incertezas em variáveis macroeconômicas podem afetar a produção, o consumo, o investimento e as horas trabalhadas. Os resultados encontrados mostram que choques de incertezas podem causar declínio nas variáveis analisadas. Os autores sugerem que em repostas a choques de incertezas, políticas monetárias utilizadas para desempenhar sua função estabilizadora deve ser implementada, com o fito de reduzir os impactos negativos sobre a economia.

Herwartz (2018) analisou a neutralidade de choques de demanda de longo prazo, a partir de um modelo SVAR, a partir de choques estruturais independentes. O autor recorreu a duas abordagens distintas, a saber: testar a independência de choques estruturais observadas em outros estudos, como ainda, aplicar princípios de estimativa de Hodges-Lehmann com o fito de determinar a matriz estrutural que produz choques estatisticamente identificados para maximizam o valor-p obtido, a partir do teste da hipótese nula de independência. Outrossim, comparar as implicações estruturais dos choques identificados estatisticamente com seus equivalentes no estudo de referência de Blanchard e Quah (1989). Os resultados destacados pelo autor mostram que os efeitos de choques estruturais únicos e independentes, não gaussianos, apoiam a suposição de neutralidade de longo prazo dos choques de demanda. Outrossim, os choques de oferta identificados estatisticamente exibem impactos (insignificantes) opostos no PIB e no desemprego no curto prazo. Em comparação com os resultados obtidos sob a suposição de neutralidade de longo prazo, a identificação estatística aponta para um papel mais forte dos choques de oferta agregada na formação de perfis temporários de desemprego nos EUA durante o período analisado.

Polbin et al. (2019) por meio de uma abordagem SVARX, buscou analisar os impactos de um choque nos preços do petróleo, com restrições de longo prazo, sobre o PIB real russo e sobre a taxa real de câmbio. Além disso, os autores utilizaram uma distinção entre um choque de produtividade do tipo Balassa-Samuelson e um choque de produtividade geral. Os resultados mostram que choques nos preços do petróleo impactam significativamente o PIB real russo. Outrossim, foram encontradas evidências de que os choques do tipo Balassa-Samuelson também são importantes nas dinâmicas do PIB e da taxa de câmbio real, sobretudo, durante os períodos de crescimento de recuperação entre 2000-2003 e de desaceleração após 2010. Ademais, quando os autores fizeram a inclusão de um índice de

atividade econômica global no modelo, os resultados mostraram que os choques na demanda global têm um impacto maior no PIB russo do que os choques específicos do mercado de petróleo.

Barišić et al. (2022) buscaram analisar de que forma choques de oferta e demanda agregada impactam pequenas economias abertas – 11 países selecionados –. Os autores recorreram a um modelo Bayesian SVAR, com restrições de exogeneidade combinadas de sinal e bloco. Essas restrições permitem que os autores estimem separadamente os choques de oferta e demanda agregados externos e domésticos para o crescimento do PIB e a inflação. A abordagem Bayesian SVAR combina a identificação de choques de oferta e demanda agregados popularizada por Blanchard e Quah (1989) com a consideração da importância dos choques externos em economias pequenas e abertas destacada por Cushman e Zha (1997). A abordagem metodológica adotada pelos autores permitiu uma análise, em maiores detalhes, dos impactos dos diferentes tipos de choques na economia dos países estudados. Os principais resultados nos dão conta de que no período de transição na Croácia (1992-2000), os choques domésticos foram as principais fontes de flutuações econômicas. No pós-2000, com a liberalização dos setores de comércio e financeiros, choques externos tornaram-se as principais fontes de flutuações, sobretudo pós crise de 2008. Outrossim, em 9, dos 11 países, as flutuações de curto prazo são explicadas por choques domésticos. Em 8, dos 11 países, as flutuações externas são aplicadas por choques externos de demanda agregada no médio prazo. Além disso, os resultados sugeridos pelos autores nos dão conta e que as fontes comuns de flutuações podem corroborar política monetária comum na Eurozona.

Chang et al. (2023) buscaram analisar a parte do crescimento real do PIB e da inflação devido a choques estruturais na oferta agregada e na demanda nos EUA. Os autores sugerem que, conforme em Blanchard e Quah (1989), a oferta agregada e os choques de demanda em um determinado período, podem ser compreendidos como um resumo de todos os choques possíveis em uma economia. Os resultados mostram que tanto os choques de demanda quanto os choques de oferta desempenharam um papel na recessão da Covid e na subsequente recuperação nos Estados Unidos. Igualmente, a decomposição histórica da inflação em parte impulsionada por choques de oferta e parte por choques de demanda mostra que a taxa de inflação realizada foi ligeiramente abaixo da média durante o período estudado. Por fim, os autores nos trouxeram evidências de que no período analisado os choques estruturais revelam que tanto o crescimento do PIB real quanto a inflação foram afetados pela interação entre a demanda e a oferta na economia dos EUA.

Na próxima seção, será discutida a metodologia do trabalho, apresentaremos, portanto, mais formalmente, os modelos de Blanchard e Quah (1989) e Cover, Enders e Hueng (2006) que serão utilizados nesse artigo.

3. Metodologia

3.1. Abordagem Blanchard-Quah

Para efeitos de comparação será útil examinar a abordagem tradicional de Blanchard e Quah (1989). Portanto, considere o seguinte modelo SVAR bivariado:

$$A_0 X_t = A_1(L) X_t + B \varepsilon_t \quad (1)$$

onde X_t é um vetor de variáveis endógenas de dimensão 2×2 contendo $[\Delta Y_t, \pi_t]$, sendo ΔY a taxa de crescimento do PIB real e π a taxa de inflação; A_0 é uma matriz quadrada de dimensão 2×2 que define os impactos contemporâneos dos choques estruturais sobre as variáveis endógenas; o vetor $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^d, \varepsilon_t^o]$ representa os choques estruturais unitários de oferta e de demanda; $A_1(L) = \sum_{i=1}^q A_{1i} L^i$, a matriz dos coeficientes defasados do modelo estrutural; e, por fim, B sendo uma matriz diagonal 2×2 , uma vez que na abordagem de Blanchard-Quah os choques estruturais são não correlacionados, com os elementos da diagonal b_{11} e b_{22} representando os desvios padrões dos respectivos choques.

A equação (1) não pode ser estimada diretamente, pois dessa forma teríamos problema de simultaneidade. Para solucionar esse problema podemos multiplicar o SVAR bivariado por A_0^{-1} para obter o VAR na forma reduzida:

$$X_t = A_0^{-1}A_1(L)X_t + A_0^{-1}B\varepsilon_t \quad (2)$$

e considerando $C(L) = A_0^{-1}A_1(L)$ e $e_t = A_0^{-1}B\varepsilon_t$, podemos reescrever (2) como:

$$X_t = C(L)X_t + e_t \quad (3)$$

em que $C(L) = \sum_{i=1}^q c_i L^i$ é a matriz dos coeficientes estimados, e e_t é o vetor que contém os resíduos do VAR na forma reduzida, no qual agora pode ser estimado. Uma vez estimado a equação (3), o próximo passo se refere a recuperar os choques estruturais de oferta e de demanda a partir dos resíduos do modelo estimado. A partir de (2) e (3), a relação entre os resíduos do VAR na forma reduzida e os choques estruturais do SVAR é dada por:

$$e_t = G_0\varepsilon_t \quad (4)$$

onde $G_0 = A_0^{-1}B$, que pode ser definida como a matriz que representa os impactos contemporâneos dos choques unitários estruturais. Para recuperar os choques estruturais (ε_t) a partir dos resíduos do VAR (e_t) precisamos impor restrições sobre G_0 .

A abordagem Blanchard-Quah define um choque de demanda como aquele que não apresenta efeito de longo prazo sobre o nível do PIB real. Assim, denotando a matriz G_0 como

$$G_0 = \begin{bmatrix} g_{11}^0 & g_{12}^0 \\ g_{21}^0 & g_{22}^0 \end{bmatrix}$$

a restrição de longo prazo imposta por Blanchard e Quah (1989) implica que:

$$g_{12}^0 = -\frac{\sum_i c_{12}^i}{1 - \sum_i c_{22}^i} g_{22}^0 \quad (5)$$

onde g_{12}^0 mede o impacto de curto prazo de um choque de demanda agregada no nível do PIB real e g_{22}^0 mede o impacto de curto prazo de um choque de demanda agregada no nível de preços. Portanto, a expressão $-\sum_i c_{12}^i / (1 - \sum_i c_{22}^i)$ define a inclinação da curva de oferta agregada de curto prazo.

3.2. Abordagem Alternativa

O esquema de identificação proposto por Cover, Enders e Hueng (2006) baseia-se no seguinte modelo de oferta e demanda agregada:

$$\begin{aligned} Y_t^s &= E_{t-1}(Y_t^s) + \alpha[P_t - E_{t-1}(P_t)] + v_t^s \\ Y_t^d + P_t &= E_{t-1}(Y_t^d + P_t) + v_t^d \\ Y_t^s &= Y_t^d \end{aligned} \quad (6)$$

onde Y_t é o produto real e P_t é o nível de preços; enquanto v_t^s e v_t^d são, respectivamente, os choques de oferta e demanda agregadas. O termo $E_{t-1}[\cdot]$ representa o valor esperado da variável no período t , dado o conjunto de informações avaliadas no período $t - 1$.

A primeira equação de (6) é versão de Lucas (1972) da curva de oferta agregada, onde o produto real aumenta em resposta a aumentos inesperados no nível de preços e a choques positivos de oferta agregada. Já a segunda equação, representa a função de demanda agregada derivada de um modelo IS-LM (expressa em termos monetários), que por sua vez, depende do seu valor esperado e de choques aleatórios de demanda agregada. Por fim, a terceira equação representa a condição de equilíbrio do modelo.

Resolvendo o modelo (6) e assumindo que $E_{t-1}(Y_t)$ e $E_{t-1}(P_t)$ são funções de suas realizações passadas, podemos reescrever o modelo acima como:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha\pi_t + \sum_i^q \phi_{Y,i}\Delta Y_{t-i} + \sum_i^q \phi_{\pi,i}\pi_{t-i} + v_t^d \\ \pi_t &= -\Delta Y_t + \sum_i^q \theta_{Y,i}\Delta Y_{t-i} + \sum_i^q \theta_{\pi,i}\pi_{t-i} + v_t^d \end{aligned} \quad (7)$$

onde ΔY é a taxa de crescimento do PIB real e π é a taxa de inflação. Percebe-se que o modelo (7) é similar à estrutura de um modelo SVAR bivariado. O modelo acima pode ser escrito em sua forma matricial como:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -\alpha \\ 1 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \phi_Y(L) & \phi_\pi(L) \\ \theta_Y(L) & \theta_\pi(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -\alpha \\ 1 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} v_t^s \\ v_t^d \end{bmatrix} \quad (8)$$

no qual pode ser simplificado para a seguinte forma reduzida:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(L) & c_{12}(L) \\ c_{21}(L) & c_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^{\Delta Y} \\ e_t^\pi \end{bmatrix} \quad (9)$$

Uma vez tendo especificado o modelo SVAR bivariado e sua forma reduzida, a relação entre os erros estruturais e os resíduos é dada por:

$$\begin{bmatrix} e_t^{\Delta Y} \\ e_t^\pi \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -\alpha \\ 1 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} v_t^s \\ v_t^d \end{bmatrix} \quad (10)$$

Dado o modelo (6), poderíamos definir os choques de oferta e demanda agregadas como $v^s = b_{11}\varepsilon^s$ e $v^d = b_{22}\varepsilon^d$, onde ε_t^s e ε_t^d são choques estruturais unitários de oferta e demanda. Dessa forma, estas expressões definiriam os choques como não correlacionados e estaríamos novamente utilizando uma abordagem similar a Blanchard-Quah. Cover, Enders e Hueng (2006) questionaram essa hipótese e sugeriram que os choques de demanda e de oferta podem apresentar relação entre si. Neste trabalho exploraremos a hipótese de que a causalidade ocorre de um choque de demanda para um choque de oferta. Dito em outras palavras, vamos assumir que o choque de oferta é composto por uma parcela de choque puro de oferta ($b_{11}\varepsilon_t^s$) mais uma parcela do choque de oferta induzida por um choque de demanda, $\gamma b_{22}\varepsilon_t^d$. Em resumo, temos que

$$\begin{aligned} v_t^s &= \gamma(b_{22}\varepsilon_t^d) + b_{11}\varepsilon_t^s \\ v_t^d &= b_{22}\varepsilon_t^d \end{aligned} \quad (11)$$

A motivação para essa hipótese provém da teoria keynesiana: se assumirmos que há algum tipo de rigidez na economia, então as firmas não ajustam os preços em resposta a movimentos inesperados na demanda da agregada. Ao invés disso, as firmas respondem às mudanças inesperadas na demanda ofertando mais produto. Dessa forma, o valor de γ reflete a parcela das firmas na economia que respondem a mudanças inesperadas na demanda com um aumento de oferta de seus produtos e não com um aumento nos preços.

Assim, assumindo essa hipótese de causalidade entre os choques, a relação entre os choques estruturais e os resíduos em (10) pode ser resumida em:

$$\begin{bmatrix} e_t^{\Delta Y} \\ e_t^\pi \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -\alpha \\ 1 & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} b_{11} & \gamma b_{22} \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix} \quad (12)$$

no qual podemos simplificar para obter:

$$\begin{bmatrix} e_t^{\Delta Y} \\ e_t^\pi \end{bmatrix} = \frac{1}{1+\alpha} \begin{bmatrix} b_{11} & (\alpha+\gamma)b_{22} \\ -b_{11} & (1-\gamma)b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix} \quad (13)$$

A matriz de covariância dos resíduos em (13) pode ser definida como:

$$\begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{\Delta Y}^2 & \hat{\sigma}_{\Delta Y, \pi} \\ \hat{\sigma}_{\pi, \Delta Y} & \hat{\sigma}_{\pi}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{b_{11}}{1+\alpha} & \frac{(\alpha+\gamma)b_{22}}{1+\alpha} \\ -b_{11} & \frac{(1-\gamma)b_{22}}{1+\alpha} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{b_{11}}{1+\alpha} & \frac{-b_{11}}{1+\alpha} \\ (\alpha+\gamma)b_{22} & \frac{(1-\gamma)b_{22}}{1+\alpha} \end{bmatrix} \quad (14)$$

O lado esquerdo de (14) possui três elementos conhecidos ($\hat{\sigma}_{\Delta Y}^2, \hat{\sigma}_{\Delta Y, \pi}, \hat{\sigma}_{\pi}^2$), obtidos da estimação do VAR na forma reduzida, enquanto em seu lado direito temos quatro parâmetros a serem estimados ($b_{11}, b_{22}, \alpha, \gamma$). Para que possamos identificar o modelo precisamos impor uma restrição. Essa restrição adicional vem da restrição de longo prazo de Blanchard-Quah, no qual impõe que choques sobre demanda agregada não possuem efeitos de longo prazo sobre a produção, desde que tal choque não induza um choque sobre a oferta agregada. Essa restrição implica que a curvatura da curva de oferta agregada de curto prazo seja dada por:

$$\alpha = -\frac{\sum_i c_{12}^i}{1 - \sum_i c_{22}^i} \quad (15)$$

Com essa imposição, o sistema (14) se torna exatamente identificado sem a necessidade de imposição da hipótese de não correlação entre os choques de oferta e de demanda. Com isto, não estamos contrariando a hipótese tradicional da macroeconomia de que a curva de oferta agregada de longo prazo é vertical. No entanto, não estamos descartando o caso em que a curva de oferta agregada de longo prazo possa se deslocar devido a uma mudança na curva de demanda agregada.

O principal objetivo dessa abordagem é mostrar que um modelo macroeconômico simples pode ser consistente com a ideia de que choques de demanda agregada podem desempenhar um papel importante nas flutuações do PIB real. Assim, a característica mais relevante do modelo é a ausência de restrições que forcem a não correlação contemporânea entre os choques de oferta e demanda agregadas.

3.3. Base de Dados e Especificações do Modelo

Os países considerados na análise foram: Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México e Peru. A seleção dos países considerou dois aspectos: a importância econômica dos países para a América Latina e a disponibilidade de dados comparáveis para o período da análise. Os dados utilizados possuem periodicidade trimestral e respondem a pelo menos 15 anos de informação de cada um dos países, como pode ser visualizado na Tabela 1.

A fonte dos dados foi a base International Financial Statistics do Fundo Monetário Internacional (FMI). Os índices foram deflacionados utilizando o X-13 ARIMA-SEATS. Os modelos SVAR foram estimados individualmente para cada um dos países. As variáveis utilizadas no modelo foram a taxa de crescimento do PIB real (ΔY) e a taxa de inflação (π), definidos como $\Delta Y = 100[\log(Y_t) - \log(Y_{t-1})]$ e $\pi = 100[\log(P_t) - \log(P_{t-1})]$, respectivamente, onde Y é índice do PIB real e P é o Índice de Preço ao Consumidor (IPC).

Tabela 1 – Período da amostra

País	Período da amostra
Brasil	1996.Q1 - 2015.Q1
Chile	1996.Q1 - 2015.Q4
Colômbia	2000.Q1 - 2015.Q4
Equador	2001.Q1 - 2015.Q4
México	2001.Q1 - 2015.Q4
Peru	1999.Q1 - 2014.Q4

Fonte: Elaboração Própria.

O teste Dickley-Fuller Aumentado (ADF) de raiz unitária foi realizado e os resultados sugerem que as variáveis em nível (Y, P) apresentam raiz unitária, enquanto as variáveis, taxa de crescimento do PIB Real e taxa de inflação ($\Delta Y, \pi$) não apresentam indícios de possuírem raiz unitária. Os resultados estão expressos na Tabela 2.

Tabela 2 – Testes Dickey-Fuller Aumentado

	Y	ΔY	P	π
Brasil	0.17	0.07	0.51	0.00
Chile	0.70	0.00	0.95	0.00
Colômbia	0.32	0.00	0.00	0.02
Equador	0.08	0.02	0.95	0.01
México	0.32	0.03	0.11	0.00

Peru	0.92	0.00	0.34	0.00
------	------	------	------	------

Fonte: Elaboração Própria. Nota: São relatados os p-valores.

Na estimação do modelo VAR em sua forma reduzida, o número de defasagens escolhidas foi realizado considerando o menor número de lags sugerido pelos critérios AIC, SC, FPE e HQ que indicassem as propriedades de resíduos não-autocorrelacionados (teste Breusch-Godfrey) e homocedásticos (teste MARCH). Também foi realizado o teste Jarque-Bera de normalidade dos resíduos, constatando-se que apenas no caso do Brasil e Chile não temos indícios de que os resíduos se comportam com as características de uma distribuição Normal. O número de defasagens utilizados nos modelos para cada um dos países e os testes de diagnósticos dos resíduos relacionados com essas defasagens estão reportados na Tabela 3.

Tabela 3 – Defasagens do modelo e testes de diagnósticos

	VAR lags	MARCH	Breusch- Godfrey	Jarque- Bera
Brasil	2	0.15	0.56	0.00
Chile	1	0.52	0.83	0.00
Colômbia	1	0.93	0.36	0.78
Equador	1	0.17	0.38	0.11
México	2	0.98	0.08	0.84
Peru	2	0.16	0.66	0.49

Fonte: Elaboração Própria

Nota: Nos testes de diagnósticos são relatados p-valores.

4. Resultados

4.1. Abordagem Blanchard-Quah

Nesta subseção serão apresentados e discutidos os resultados obtidos utilizando a decomposição proposta por Blanchard e Quah (1989). Na Figura 1, são apresentadas as funções de impulso respostas (IRFs) dos impactos sobre o PIB (Y) e o IPC (P) de um choque de 1% sobre a oferta agregada (ε^s) e demanda agregada (ε^d) para os seis países estudados. Foram construídos intervalos de confiança de 68% para as IRFs. Como as variáveis entram no modelo em primeira diferença, foi computado o efeito acumulado ao longo do tempo dos choques para que possamos observar o impacto desses choques nos níveis das variáveis.

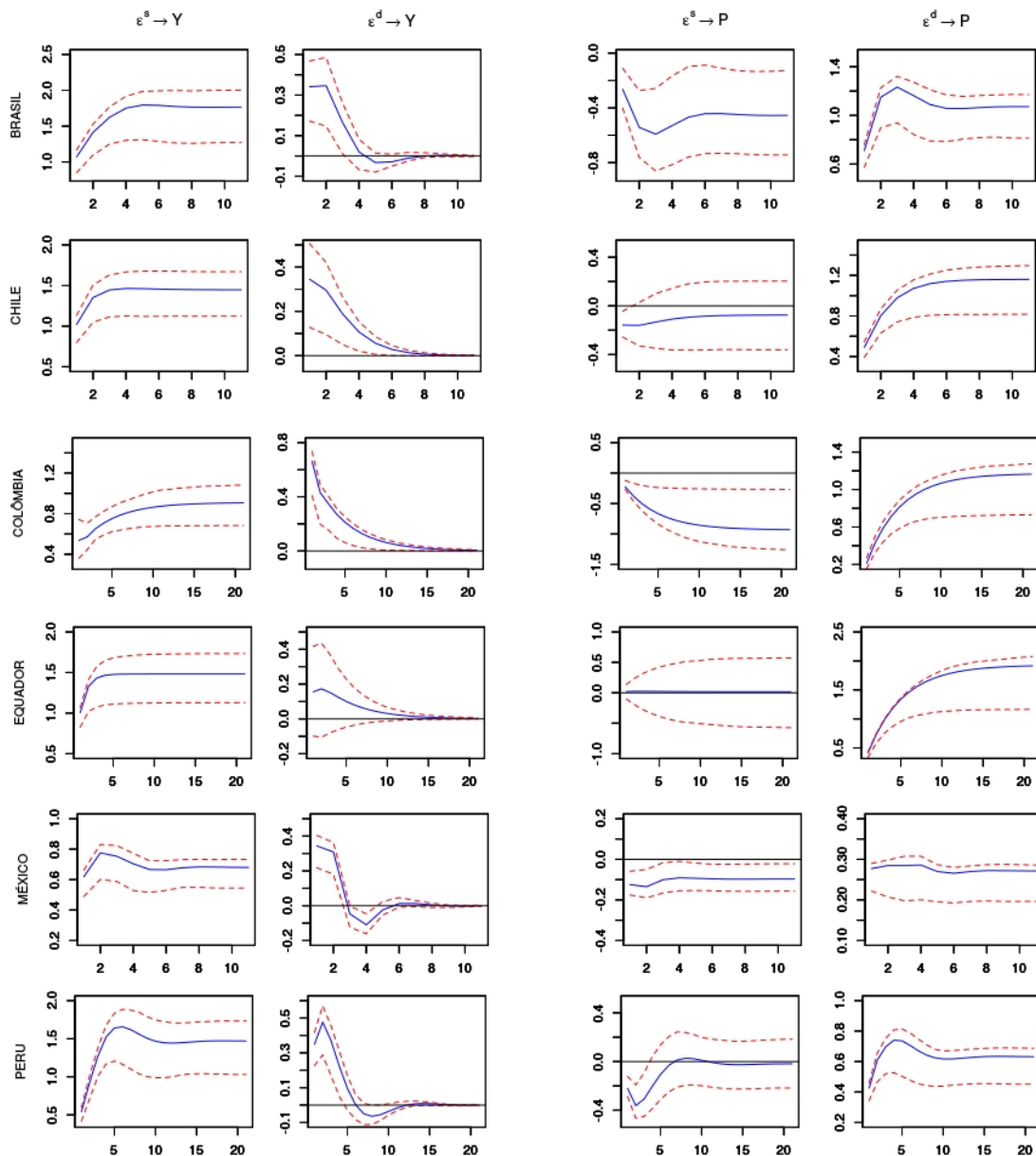
Como pode ser observado, os choques de oferta têm efeito permanente sobre o nível do produto nos casos do México e do Peru. Esses resultados são condizentes com os encontrados em Blanchard e Quah (1989), ou seja, existe um aumento em forma de monte (hump shaped) que se estabiliza em um período de 2 a 3 anos. Nos demais países, os valores sobem e atingem um platô de estabilidade. O menor efeito é observado na Colômbia (menos de 1%) e o maior no Brasil (pouco menos de 1,8%).

Por outro lado, a resposta do produto ao choque de demanda, em todos os países, segue o mesmo padrão. Existe um efeito inicial positivo que desaparece com o tempo. Isso não poderia ser diferente, uma vez que, por construção, os choques são não correlacionados e o efeito de longo prazo no PIB é neutro em relação aos choques de demanda. O efeito inicial mais intenso foi observado na Colômbia e o menos intenso no Equador.

Com relação ao efeito sobre o nível de preços, percebe-se que choques de oferta possui efeito permanente e negativo nos casos do Brasil, México e Colômbia, o que está de acordo com o padrão da literatura [Uhlig (2005), Christiano, Eichenbaum e Evans (1999)]. No caso do Chile, não podemos afirmar que o efeito negativo é estatisticamente significativo, uma vez que a banda superior do intervalo de confiança é maior que zero. No caso do Peru, o efeito negativo é temporário e assim como no caso do Chile não se pode afirmar que é

estatisticamente significativo. Já no caso do Equador, o choque de oferta parece não ter efeito sobre o nível de preços, tendo o mesmo problema de não negatividade (estatisticamente significativa) dos casos anteriores. Efeitos permanentemente positivos nos preços em resposta a choques de oferta não podem ser explicados pela teoria macroeconômica tradicional e foram consideradas como anomalias da decomposição tradicional de Blanchard-Quah por Bashar (2011), Bashar (2012). Esse problema foi solucionado pela decomposição alternativa, como será demonstrado na próxima subseção.

Figura 1 – Funções de Impulso Resposta - Modelo Blanchard-Quah



Nota: A linha tracejada representa o intervalo de confiança de 68%.

Com relação à decomposição da variância, apresentada na Tabela 4, percebe-se que os choques de oferta são a principal causa das flutuações do crescimento do produto para quase todos os países estudados, chegando a mais de 97% no caso do Equador. Por outro lado, choques de demanda são responsáveis por grande parte das flutuações da inflação em praticamente todos os países, sendo praticamente nulo o efeito do choque de oferta na

variação da inflação equatoriana (como já foi visto anteriormente na IRF). A exceção a essa regra é a Colômbia, que tem em torno de 60% das flutuações do crescimento do produto explicados por choques de demanda, seja no curto ou no longo prazo, enquanto as flutuações da inflação são causadas principalmente por choques de oferta no curto prazo (52,8%) e mais intensamente por choques de demanda em prazos mais longos (58,72%).

Tabela 4 - Decomposição da Variância - Modelo Blanchard-Quah

	Período	Taxa de crescimento do PIB		Taxa de inflação	
		Choque de OA (%)	Choque de DA (%)	Choque de OA (%)	Choque de DA (%)
Brasil	1	90.76	9.24	12.23	87.77
	40	88.41	11.59	18.10	81.90
Colômbia	1	39.58	60.42	52.81	47.19
	40	37.07	62.93	41.28	58.72
Chile	1	89.75	10.25	9.40	90.60
	40	89.02	10.98	6.50	93.50
Equador	1	97.66	2.34	0.20	99.80
	40	97.62	2.38	0.09	99.91
México	1	76.48	23.52	16.80	83.20
	40	61.44	38.56	17.98	82.02
Peru	1	70.62	29.38	21.23	78.77
	40	76.38	23.62	30.51	69.49

Fonte: Elaboração Própria

Com exceção da Colômbia, a análise da decomposição da variância sugere uma completa separação dos fatores que determinam as dinâmicas de flutuação da taxa de crescimento do produto e da inflação dos países da América Latina. Como relatado por Cover, Enders e Hueng (2006), esse resultado é proveniente da hipótese de não correlação dos choques estruturais imposta na abordagem Blanchard-Quah tradicional. Na próxima seção, serão discutidos os resultados encontrados na decomposição alternativa proposta por Cover, Enders e Hueng (2006), onde foram solucionados os problemas encontrados nesta subseção.

4.2. Abordagem alternativa

Os resultados dessa subseção são referentes a metodologia proposta por Cover, Enders e Hueng (2006). Dessa forma, serão apresentados inicialmente os valores dos parâmetros estimados, para cada um dos seis países estudados, que são: a) α : inclinação da curva de oferta agregada de curto prazo, definido na equação (15); b) γ : mede a capacidade de um choque de oferta agregada ser influenciado por um choque independente de demanda agregada; c) b_{11} : desvio-padrão do choque de oferta agregada; e d) b_{22} : desvio-padrão do choque de demanda agregada. Os três últimos parâmetros foram definidos na equação (12).

Como reportado na Tabela 5, os resultados dos parâmetros α 's são positivos e menores que um no caso do Brasil, Chile, Equador e Peru e são maiores que um na Colômbia e no México. Esses resultados apontam para uma curva de oferta agregada de curto prazo relativamente mais íngreme no caso dos quatro primeiros países. Portanto, por terem uma curva de oferta agregada de curto prazo mais plana, o efeito no produto de um choque de demanda agregada é mais intenso nos dois últimos países. Chama a atenção o valor do parâmetro encontrado para a Colômbia, indicando que a oferta agregada do país tem uma alta sensibilidade a mudanças na taxa de inflação.

Tabela 5 – Coeficientes

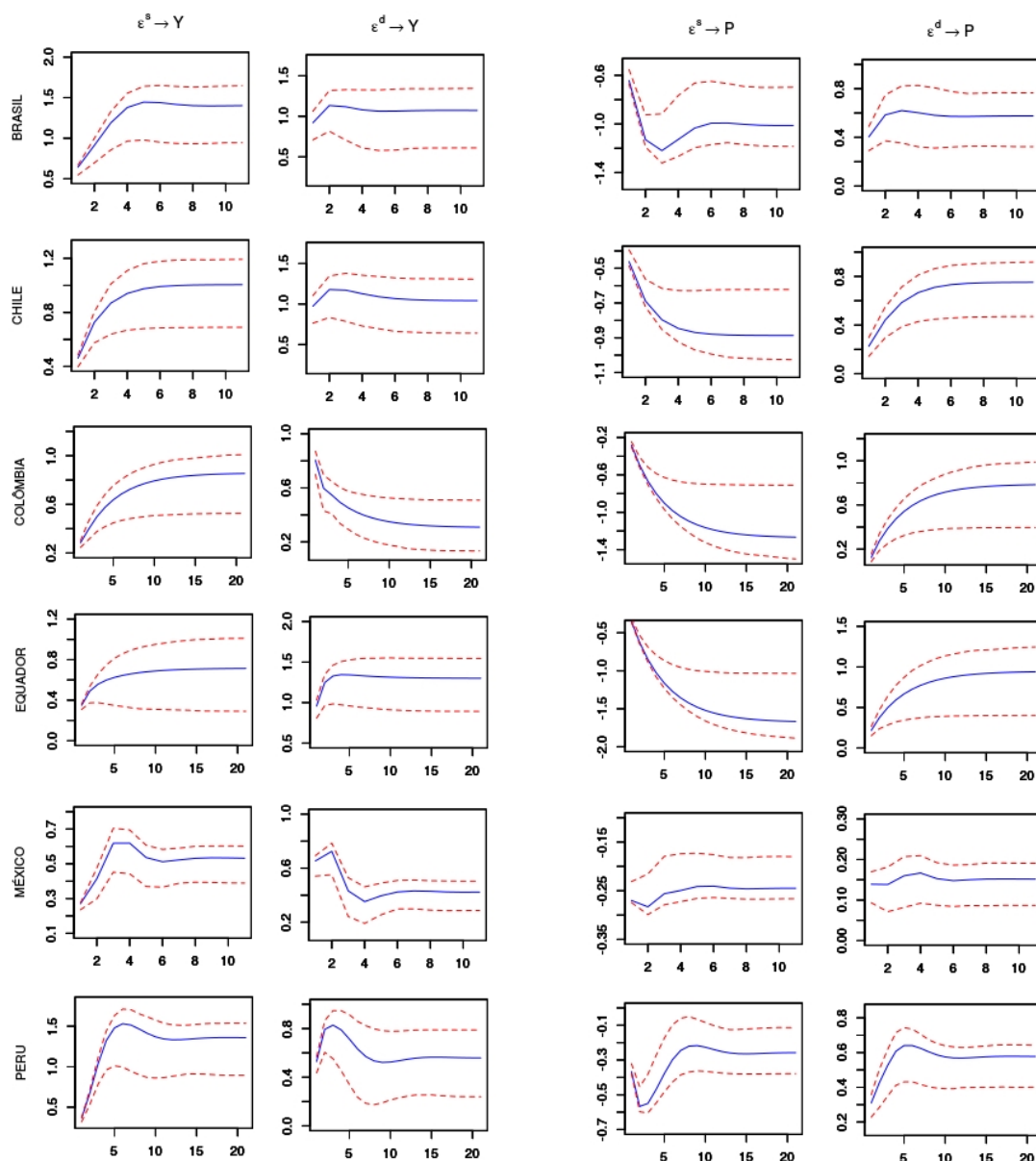
	α	b_{11}	b_{22}	γ
Brasil	0.48	0.95	1.32	0.54
Chile	3.11	1.16	0.92	0.45
Colômbia	0.70	0.78	1.20	0.67
Equador	0.38	0.48	1.17	0.75
México	1.23	0.60	0.79	0.61
Peru	0.81	0.67	0.84	0.33

Fonte: Elaboração Própria.

Com relação ao parâmetro γ , percebe-se que em todos os países o valor desse parâmetro é positivo, o que significa que choques de demanda agregada afetam choques de oferta agregada na mesma direção. Os resultados demonstram que o γ médio é de 0.55 nos países estudados. O valor mais elevado para esse parâmetro foi o do Equador (0.75) e o mais baixo foi o do Peru (0.33). Também pode ser observado na Tabela 5 que a volatilidade do choque de demanda agregada é maior do que a do choque de oferta para quase todos os países. A exceção é a Colômbia em que esses resultados se invertem. Os resultados sugerem que Brasil, Chile e Equador sofreram choques de demanda agregada mais voláteis que os demais países no período estudado.

A partir de agora, serão discutidos os resultados das funções de impulso resposta obtidas utilizando a decomposição alternativa proposta por Cover, Enders e Hueng (2006). Na Figura 2, são apresentados as funções de impulso respostas (IRFs) dos impactos sobre o PIB (Y) e IPC (P) de um choque de 1% na oferta agregada (ε^s) e na demanda agregada (ε^d) para os seis países estudados, como feito anteriormente para a decomposição Blanchard-Quah. Também foram construídos intervalos de confiança de 68% para as IRFs que são representados pelas linhas tracejadas em vermelho.

Figura 2 – IRFs - Modelo Alternativo



Nota: A linha tracejada representa o intervalo de confiança de 68%.

Os resultados esperados, de acordo com o padrão encontrado na literatura, dos efeitos sobre o PIB de um choque de oferta agregada e sobre o IPC de um choque de demanda agregada são qualitativamente similares aos encontrados na abordagem Blanchard-Quah tradicional. E isso é o que acontece no caso dos seis países aqui estudados, ou seja, observamos um efeito positivo e permanente no PIB na presença de um choque de oferta e um efeito positivo e permanente no nível de preços na presença de um choque de demanda. Porém, quantitativamente esses efeitos são um pouco diferentes. No modelo Blanchard-Quah, o impacto do choque de oferta no produto e do choque de demanda no IPC são mais fortes do que no modelo alternativo.

Na abordagem alternativa, que está sendo explorada nesta seção do trabalho, constata-se que as respostas do PIB ao choque de demanda e do nível de preços ao choque de oferta são bastante diferentes do que foi observado na abordagem Blanchard-Quah tradicional. Nesta abordagem, tem-se que os choques de demanda geram efeitos permanentes sobre o PIB dos seis países estudados. A justificativa para esse resultado resulta da nossa hipótese de que os choques são correlacionados e a direção da

causalidade se dá no sentido de um choque de demanda para um choque de oferta: um choque inesperado de demanda induz um choque inesperado de oferta, que por sua vez possui um efeito permanente sobre o produto. Assim, um choque de demanda pode apresentar um efeito de longo prazo devido ao seu efeito sobre o choque de oferta. Destaca-se que o efeito mais forte foi observado no Equador e o mais fraco na Colômbia.

Com relação ao efeito do choque de oferta sobre o IPC, pode-se observar que em todos os países os efeitos são permanentes e negativos e estatisticamente significativos. Este fato indica que a abordagem proposta por Cover, Enders e Hueng (2006) conseguiu isolar os choques de oferta e demanda agregadas de forma mais adequada que a abordagem de Blanchard-Quah.

Com relação a decomposição da variância, apresentada na Tabela 6, os resultados demonstram que os choques de demanda agregada têm maior contribuição nas flutuações do crescimento do PIB do que o que foi relatado na decomposição da variância do modelo Blanchard-Quah. Na realidade, os choques de demanda agregada são a principal fonte da variação do crescimento do PIB em quase todos os países. A única exceção é o Peru que em prazos mais distantes tem o resultado da principal fonte de variação invertido, mas com valores muito próximos. Por sua vez, observam-se efeitos mais robustos desse tipo de choque no crescimento do PIB da Colômbia e do Equador.

Tabela 6 – Decomposição da Variância - Modelo Alternativo

País	Período	Taxa de crescimento do PIB		Taxa de inflação	
		Choque de OA (%)	Choque de DA (%)	Choque de OA (%)	Choque de DA (%)
Brasil	1	32.72	67.28	71.63	28.37
	40	40.25	59.75	77.35	22.65
Colômbia	1	11.02	88.98	83.80	16.20
	40	14.53	85.47	73.96	26.04
Chile	1	18.33	81.67	80.61	19.39
	40	23.78	76.22	68.60	31.40
Equador	1	11.77	88.23	72.35	27.65
	40	12.95	87.05	74.86	25.14
México	1	14.58	85.42	79.07	20.93
	40	21.35	78.65	78.68	21.32
Peru	1	32.45	67.55	58.37	41.63
	40	56.24	43.76	60.92	39.08

Fonte: Elaboração Própria.

Com relação à decomposição da variância da inflação, percebe-se que os choques de oferta são a principal fonte de variação dessa variável em todos os países, resultado oposto ao encontrado na decomposição da variância do modelo Blanchard-Quah tradicional. O país que a inflação possui maior contribuição do choque de demanda para sua flutuação é o Peru, girando em torno de 40%. Em todos os outros casos, o choque de oferta representam mais de 70% da força de flutuação da inflação.

5. Considerações Finais

Este artigo explora a discussão recente [Bashar (2012)] sobre a existência, ou não, de correlação entre choques de demanda e choques de oferta. Blanchard e Quah (1989) usam dados do desemprego e PIB para separar os componentes de ciclo e tendência da série temporal do PIB e, num contexto em que a relação entre esses choques é inexistente, concluem que os choques de demanda são temporários e os choques de oferta são permanentes. Trabalhos mais recentes, mostram que tal independência entre os choques não existe [Cover, Enders e Hueng (2006), Enders e Hurn (2007), Bashar (2011), Bashar (2012)]. No presente trabalho, nosso objetivo foi testar a evidência empírica, quanto a essa questão, para um conjunto de países da América Latina, compreendendo: Brasil, Chile, Colômbia, Equador, México e Peru.

Os resultados obtidos confirmam o que já foi evidenciado para outros países no sentido de que os choques de oferta e demanda apresentam uma relação entre si. O parâmetro que mede o efeito dos choques de demanda agregada sobre os choques de oferta foi positivo para todos os países.

Com exceção de México e Peru, cujos PIBs apresentam o efeito monte (hump shaped) em resposta a choques de oferta (período crescente e período de declínio, antes de se tornarem permanentes), os demais (Brasil, Chile, Colômbia e Equador) apresentam crescimento contínuo dos PIBs até entrarem numa fase de efeito permanente. O início dessa fase é diferente para cada um dos países. Ao mesmo tempo, choque de oferta causa no IPC um declínio inicial, tornando-se permanente a partir do 15º trimestre para Equador e Colômbia e a partir do 4º trimestre para Chile e Brasil. Nos casos de México e Peru, o declínio inicial é seguido por uma fase de aumento dos preços, aumento esse que só a partir de então se torna permanente. Em todos os casos os efeitos negativos são estatisticamente significativos.

Por outro lado, observou-se que os choques de demanda agregada geram efeitos permanentes no PIB dos seis países estudados, o que está de acordo com a presença de choques correlacionados, ou seja, um choque positivo de demanda pode induzir um movimento para a direita na curva de oferta de longo prazo, causando um aumento permanente no produto agregado. Percebe-se que as respostas nos PIBs de México e Peru apresentam efeito de monte e tornam-se permanentes a partir do 5º e 7º trimestres, respectivamente. No Brasil, Chile e Equador as respostas do PIB para choques de demanda agregada passam por um rápido período de crescimento até que se tornam permanentes a partir do 4º trimestre. No caso da Colômbia, percebe-se um crescimento no período inicial que diminui e se estabiliza só a partir do 15º período, mas ainda em um valor positivo.

Por sua vez, observa-se um efeito positivo e permanente no IPC na presença de um choque de demanda em todos os países estudados. No caso do Brasil, México e Peru percebe-se a presença do efeito monte. Nos demais países tem-se um crescimento contínuo que se torna permanente a partir do 6º trimestre no caso do Chile e do 15º trimestre nos casos da Colômbia e Equador.

Os resultados encontrados são de grande importância para efeitos de políticas públicas. Como já observado em trabalhos anteriores [Bashar (2012)], mudanças na curva de demanda agregada podem induzir mudanças na curva de oferta agregada de longo prazo, desta forma, as recessões podem gerar um nível de desemprego mais elevado e um nível de produção permanentemente menor do que se espera se nenhuma ação de política for tomada. Por outro lado, políticas expansionistas de gestão da demanda não podem ser tão prejudiciais para a inflação como se postula, uma vez que os resultados obtidos aqui sugerem que choques de oferta agregada são os principais contribuintes para a variação da inflação em todos os países estudados.

6. Referências

Aguiar, M.; Gopinath, G. Emerging market business cycles: the cycle is the trend. *Journal of Political Economy*, v. 115, p. 69–102, 2007.

Ball, L. Aggregate demand and long-run unemployment. brookings papers on economic activity. *Brooking Papers on Economic Activity*, p. 189–236, 1999.

Bashar, O. H. On the permanent effect of an aggregate demand shock: Evidence from the g-7 countries. *Economic Modelling*, v. 28, p. 1374–1382, 2011.

Bashar, O. H. The dynamics of aggregate demand and supply shocks in asean countries. *Journal of Asian Economics*, v. 23, p. 507–518, 2012.

Baxter, M.; King, R. G. Fiscal policy in general equilibrium. *American Economic Review*, v. 83, p. 315–334, 1993.

Blanchard, O. J.; Quah, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, v. 79, p. 655–673, 1989.

Campbell, J.; Mankiw, N. G. Are output fluctuations transitory? *Quarterly Journal of Economics*, v. 102, p. 857–880, 1987.

Chen, W.; Netsunajev, A. On the long-run neutrality of demand shocks. *Economics Letters*, v. 139, p. 57–60, 2016.

Christiano, L.; Eichenbaum, M.; Evans, C. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? *Handbook of Macroeconomics*, v. 1A, p.65–148, 1999.

Cooper, R. W.; John, A. Coordinating coordination failures in keynesian models. *Quarterly Journal of Economics*, v. 103, p. 441–463, 1988.

Cover, J. P.; Enders, W.; Hueng, J. C. Using the aggregate demand- aggregate supply model to identify structural demand-side and supply-side shocks: results using a bivariate var. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 38, p. 777–790, 2006.

Diebold, F. X.; Senhadji, A. S. The uncertain unit root in real gnp: a comment. *American Economic Review*, v. 86, p. 1291–1298, 1996.

Enders, W.; Hurn, S. Identifying aggregate demand and supply shocks in a small open economy. *Oxford Economic Papers*, v. 59, p. 411–429, 2007.

Keating, J. What do we learn from blanchard and quah decompositions of output if aggregate demand may not be long-run neutral? *Journal of Macroeconomics*, v. 38, p. 203–217, 2013.

Lucas, R. E. J. Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, v. 4, p. 103–124, 1972.

Lutkepohl, H.; Netsunajev, A. Structural vector autoregressions with smooth transition in variances - the interaction between us monetary policy and the stock market. *Discussion papers. Sonderforschungsbereich*, v. 649, p. 57–60, 2014.

Nelson, C. R.; Plosser, C. O. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics*, v. 10, p. 139–162, 1982.

Rudebusch, R. G. The uncertain unit root in real GNP. *American Economic Review*, v. 83, p. 264–272, 1993.

Sims, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, p. 1–48, 1980. TOBIN, J. Money and economic growth. *Econometrica*, v. 33, p. 671–684, 1965.

Uhlig, H. What are the effects of monetary policy on output? results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, v. 52, p. 381–419, 2005.

Utterback, J. M. Innovation in industry and the diffusion of technology. *Science*, v. 183, p. 620–626, 1974.

Waggoner, D.; Zha, T. Likelihood preserving normalization in multiple equation models. *Journal of Econometrics*, v. 114, p. 329–347, 2003.