



Volatilidade, Persistência e Crescimento Económico

Evidência *Cross-section* e *Time Series* para Economias

Avançadas e Emergentes e em Desenvolvimento

por

Sandeney Samuel Cabral Fernandes

Dissertação para a obtenção do Grau de Mestre em Economia pela
Faculdade de Economia da Universidade do Porto

Orientado por

Pedro Rui Mazedo Gil

Setembro, 2014

Nota bibliográfica

Sandeney Samuel Cabral Fernandes, nasceu no dia 05 de fevereiro de 1989 em Cabo Verde, Assomada.

Aos 17 anos, após a conclusão do ensino secundário na área de Económico Social no Liceu Amílcar Cabral de Assomada em Julho de 2006, aproveitou a oportunidade de prosseguir os estudos em Portugal.

Obteve o Curso Técnico Profissional de Gestão – nível IV pela Escola Profissional de Moimenta da Beira em Julho de 2009, onde passou pela Repartição de Finanças de Sernancelhe e pela GEA – Gestão e Administração de Empresas, Lda. – Moimenta da Beira, como estagiário na área de Fiscalidade e na de Contabilidade, respetivamente.

Seguidamente, no mesmo ano ingressou na Universidade de Évora, onde obteve o Grau de Licenciado em Economia em Julho de 2012, tendo assumido o cargo de Presidente do Conselho Fiscal na LEAUE – Liga dos Estudantes Africanos da Universidade de Évora.

No âmbito do Programa Ciência da Fundação para a Ciência e a Tecnologia (FCT), foi Bolseiro de Integração na Investigação (BII) no Centro de Estudos e Formação Avançada em Gestão e Economia da Universidade de Évora (CEFAGE/UE) entre Julho de 2011 e Junho de 2012, onde esteve a trabalhar no projeto sobre “Efeitos da lei anti-tabaco de 2007 sobre os estabelecimentos de restauração em Évora”.

Em Setembro de 2012, iniciou o Programa de Mestrado em Economia, na Faculdade de Economia da Universidade do Porto, tendo na presente data (Julho de 2014) a parte curricular concluída, que lhe confere o Diploma de Curso de Mestrado em Estudos em Economia.

Agradecimentos

Pese embora seja difícil de expressar, apresento o meu particular e sincero agradecimento ao meu orientador, Pedro Rui Mazedo Gil, que abertamente me recebeu para discutir questões que estiveram na origem da formulação deste projeto de investigação. Pela sua total disponibilidade e atenção sincera, elevado nível de profissionalismo, bem como as contribuições de forma precisa com comentários, sugestões e principalmente oportunidades para aprender e aprofundar os conhecimentos nesta área de investigação. Fatores estes de extrema relevância para a elaboração e sem os quais não seria possível a conclusão desta dissertação.

É de referir que a chegada a este ponto e a oportunidade para concluir esta grande missão de vida, foi sem dúvida uma dádiva, ao qual inquestionavelmente por estas linhas agradeço a Deus, pela saúde, força, coragem e toda a oportunidade concedida. Com o mesmo sentimento, agradeço à minha Mãe, Maria de Fátima Tavares Cabral, que me deu os mais nobres ensinamentos, associados ao princípio de honestidade, humildade, dignidade e luta. Agradeço em especial à querida namorada Elisabete Veiga, aos meus irmãos Estefânio Fernandes e Wilson Fernandes, pelo apoio, amor e confiança incondicional que me depositaram, bem como aos restantes familiares e amigos chegados.

Ainda devo uma palavra de agradecimento aos meus Professores das Escolas e Universidades pelas quais passei, dado que os seus nobres trabalhos contribuíram sem dúvida para a minha formação pessoal e profissional. Não menos importante, também agradeço aos meus colegas António Neto, Ricardo Barradas, Diogo Alves, José Gaspar, Bruno Borges, Elias Pereira, Walter Borges, José Tavares, Artur Gonçalves e Yuri Quixina pelas conversas académicas, a partir das quais saíram muitas reflexões, ideias e conhecimentos significativos.

Resumo

Tradicionalmente, as análises do ciclo e do crescimento económico desenvolveram-se em campos independentes da literatura macroeconómica. Enquadrado numa literatura recente que procura estudar a relação entre as flutuações cíclicas e o crescimento económico, este trabalho tem como objetivo apresentar novas perspetivas da análise empírica daquela relação. Assim, investigamos, no plano empírico, a relação entre a volatilidade e persistência cíclica e o crescimento económico para 32 países, entre economias avançadas e emergentes e em desenvolvimento, para o horizonte temporal compreendido entre o primeiro trimestre de 1996 e o terceiro trimestre de 2013. Em primeiro lugar, seguiu-se como método a análise *cross-section*, onde se estendeu o modelo de regressão padrão ao caso multivariado, com a inclusão de *dummies* para grupos económicos, regiões geográficas e regimes cambiais, assim como variáveis de controlo que refletem as características específicas de cada país. Seguidamente, recorreu-se a análise *time series* no quadro de um modelo SVAR, onde se analisou a relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico numa ótica de curto/médio prazo resultante de inovações estocásticas de políticas macroeconómicas. Do ponto de vista *cross-section*, por um lado, a evidência mostra que existe uma relação positiva e estatisticamente significativa a 1% entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico para ambos os grupos e regiões, e por outro, que existe uma relação negativa (positiva) e estatisticamente significativa a 5% entre a persistência cíclica e o crescimento económico para as economias avançadas (emergentes e em desenvolvimento). Contrariamente, no que tange à evidência *time series*, de um modo geral confirma-se que a relação entre a volatilidade cíclica e a tendência de crescimento económico pode assumir qualquer sinal, embora se verifique a predominância clara de uma relação negativa entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico.

Palavras-chave: Volatilidade, Persistência, Ciclos económicos, Crescimento económico.

Código JEL: C31, C32, E32, E63, O40.

Abstract

Traditionally, the analysis of the business cycle and of economic growth were developed by independent fields of the macroeconomic literature. In the context of a recent literature that seeks to study the relationship between cyclical fluctuations and economic growth, this work aims to present new perspectives on the empirical analysis that relationship. Thus, we investigate empirically the relationship between volatility, cyclical persistence and economic growth for 32 countries, comprising both advanced economies and emerging and developing countries, for the time frame between the first quarter of 1996 and the third quarter of 2013. First, we used a cross-section analysis, extending the standard regression model to the multivariate case, with the inclusion of dummies for economic groups, geographic regions and exchange rate regimes, as well as control variables that reflect the specific characteristics of each country. Subsequently, within the framework of time series analysis, we employed a SVAR model to analyze the relationship between the cyclical volatility and economic growth on the short/medium term induced by stochastic innovations pertaining to macroeconomic policies. From the cross-sectional analysis point of view, on the one hand, the evidence shows that there is a statistically significant (at 1% significance level) and positive relationship between the cyclical volatility and economic growth for both groups and regions, and on the other, that there is a statistically significant (at 5% significance level) and negative (positive) relationship between cyclical persistence and economic growth for advanced economies (emerging and developing). In contrast, regarding the time series evidence, in general it is confirmed that the relationship between the cyclical volatility and economic growth can take any sign, although there is a clear predominance of a negative relationship between volatility and economic growth.

Keywords: Volatility, Persistence, Business Cycles, Economic Growth.

JEL Classification: C31, C32, E32, E63, O40.

Conteúdo

Nota bibliográfica	ii
Agradecimentos	iii
Resumo	iv
Abstract	v
Lista de Figuras	viii
Lista de Tabelas	xi
1. Introdução	1
2. Revisão de literatura	5
2.1. Abordagem teórica	6
2.2. Abordagem empírica	11
2.2.1. Volatilidade cíclica e crescimento económico	11
2.2.2. Persistência cíclica e crescimento económico	15
3. Metodologia	18
3.1. Descrição dos dados	18
3.1.1. Amostra	18
3.1.2. Variáveis e Dados	19

3.2. Descrição dos Modelos	21
3.2.1. Modelização da volatilidade e da persistência	21
3.2.2. Crescimento económico <i>versus</i> volatilidade e persistência	24
3.2.2.1. Abordagem <i>cross-section</i>	24
3.2.2.2. Abordagem <i>time series</i> – SVAR	26
4. Análise empírica	35
4.1. Análise exploratória dos dados e de quebras de estrutura	35
4.2. Análise <i>cross-section</i> bivariada e multivariada	42
4.3. Análise <i>time series</i> na perspetiva do modelo SVAR	53
5. Discussão	69
6. Conclusão	73
A. Apêndices	76
A.1. Cenário de choques de política monetária	76
A.2. Cenário de choques de política orçamental	77
Bibliografia	79
B. Anexos	84

Lista de Figuras

4.1. Comportamento dinâmico de g_{y_t} para os 32 países da amostra. . . .	36
4.2. Correlação entre componentes cíclicas e crescimento económico (Q_1 de 1996 a Q_3 de 2013)	40
4.3. Resposta da volatilidade cíclica (v_t) e da taxa de crescimento do PIB real (g_{y_t}) a um choque de política monetária (<i>Response to Structural One S.D. Innovations $\pm 2 S.E.$</i>)	60
4.4. Resposta da volatilidade cíclica (v_t) e da taxa de crescimento do PIB real (g_{y_t}) a um choque de política orçamental (<i>Response to Structural One S.D. Innovations $\pm 2 S.E.$</i>)	64
4.5. Correlação entre v_t e g_{y_t} para os quatros primeiros trimestres após um choque de política monetária e um choque de política orçamental. . .	65
4.6. Correlação entre v_t e g_{y_t} para o período de trinta trimestres após o choque de política monetária e um choque de política orçamental. . .	67

Lista de Tabelas

3.1. Descrição das variáveis	19
4.1. Correlação entre as variáveis explicativas, dadas pelos valores médios para o período entre Q_1 de 1996 a Q_3 de 2013	41
4.2. Correlação entre as variáveis explicativas, dadas pelos valores médios dos quatros primeiros trimestres iniciais	42
4.3. Resultados da estimação <i>cross-section</i> bivariada e multivariado e de testes de diagnóstico aos resíduos	44
4.4. Resultados da estimação <i>cross-section</i> com <i>dummies</i> e de testes de diagnóstico aos resíduos	45
4.5. Resultados da estimação <i>cross-section</i> com <i>dummies</i> e variáveis de controlo e de testes de diagnóstico aos resíduos	47
4.6. Resultados da estimação <i>cross-section</i> apenas com <i>dummy</i> geográfico e variáveis de controlo e de testes de diagnóstico aos resíduos	49
4.7. Resultados da estimação <i>cross-section</i> apenas com <i>dummy</i> geográfico associado à persistência cíclica e variáveis de controlo e de testes de diagnóstico aos resíduos	50
4.8. Resultados da estimação <i>cross-section</i> apenas com <i>dummy</i> geográfico associado à persistência cíclica e variáveis de controlo ($\bar{\pi}_i$ e \bar{i}_i) e de testes de diagnóstico aos resíduos	52
B.1. Lista dos 32 países que formam a amostra	84

B.2. Estatística descritiva da g_{y_t}	85
B.3. Teste de <i>Unit Root</i> prévio a estimação da volatilidade e persistência	86
B.4. Testes de diagnóstico aos resíduos da ρ_t^2	87
B.5. Análise da robustez dos resultados da estimação <i>cross-section</i> bivariada e multivariada e de testes de diagnóstico aos resíduos	88
B.6. Análise da robustez dos resultados da estimação <i>cross-section</i> com <i>dummies</i> e de testes de diagnóstico aos resíduos	89
B.7. Análise da robustez dos resultados da estimação <i>cross-section</i> com <i>dummies</i> e variáveis de controlo e de testes de diagnóstico aos resíduos	90
B.8. Análise da robustez dos resultados da estimação <i>cross-section</i> apenas com <i>dummy</i> geográfico e variáveis de controlo e de testes de diagnóstico aos resíduos	91
B.9. Análise da robustez dos resultados da estimação <i>cross-section</i> apenas com <i>dummy</i> geográfico associado à persistência cíclica (e à volatilidade cíclica apenas na equação 3.7) e variáveis de controlo e de testes de diagnóstico aos resíduos	92
B.10. Análise da robustez dos resultados da estimação <i>cross-section</i> apenas com <i>dummy</i> geográfico associado à persistência cíclica (e à volatilidade cíclica apenas na equação 3.7) e variáveis de controlo ($\bar{\pi}_i$ e $g_{\bar{i}_i}$) e de testes de diagnóstico aos resíduos	93
B.11. (g_{y_t}) – Teste de <i>Unit Root</i> e <i>Multiple Breakpoint</i>	94
B.12. (o_t) – Teste de <i>Unit Root</i> e <i>Multiple Breakpoint</i>	95
B.13. (g_{or_t}) – Teste de <i>Unit Root</i> e <i>Multiple Breakpoint</i>	95
B.14. (g_{g_t}) – Teste de <i>Unit Root</i> e <i>Multiple Breakpoint</i>	96
B.15. (π_t) – Teste de <i>Unit Root</i> e <i>Multiple Breakpoint</i>	97
B.16. (r_t) – Teste de <i>Unit Root</i> e <i>Multiple Breakpoint</i>	98
B.17. (s_t) – Teste de <i>Unit Root</i> e <i>Multiple Breakpoint</i>	99
B.18. (g_{x_t}) – Teste de <i>Unit Root</i> e <i>Multiple Breakpoint</i>	100

B.19. (e_t) – Teste de <i>Unit Root</i> e <i>Multiple Breakpoint</i>	101
B.20. (v_t) – Teste de <i>Unit Root</i> e <i>Multiple Breakpoint</i>	102
B.21. <i>Inputs</i> do modelo SVAR para choques estruturais de política mone- tária	103
B.22. <i>Inputs</i> do modelo SVAR para choques estruturais de política orça- mental	104
B.23. Teste de autocorrelação aos resíduos do modelo SVAR	105

1. Introdução

Tradicionalmente, a problemática da volatilidade e persistência dos ciclos económicos tem sido analisada como um campo independente em relação ao campo de estudo do crescimento económico. Esta separação reflete-se no facto dos estudiosos dos ciclos económicos considerarem usualmente o crescimento de longo prazo como uma tendência exógena e os de crescimento económico trabalharem tipicamente com modelos em que os choques de curto prazo não têm impacto sobre a taxa de crescimento de longo prazo (Martin e Rogers, 2000).

Existe uma literatura recente que procura estudar a relação entre as flutuações de curto prazo e a tendência de longo prazo. Todavia, até então, não há um consenso translúcido sobre o mecanismo (e respetivo sinal) que faz a ponte entre a flutuação cíclica e a tendência de longo prazo, mantendo-se em aberto a implicação da dinâmica económica de curto prazo, em particular no que diz respeito à volatilidade¹ e persistência² dos ciclos, para o crescimento económico.

Por outro lado, trata-se de uma área de particular interesse dos responsáveis de condução de políticas macroeconómicas, entre os quais os Governos nacionais. Um exemplo são as declarações oficiais do Governo Britânico afirmando que a forte volatilidade cíclica nos últimos 30 anos contribuiu para a deterioração do crescimento potencial (HM Treasury, 1999; Cf. Kneller e Young, 2001). Argumenta-se que a política de estabilização macroeconómica afetará não só a magnitude da flutuação cíclica mas também o crescimento médio de longo prazo, sendo que, de um modo geral, o seu efeito neste último dependerá das propriedades da tecnologia de aprendizagem (Blackburn, 1999). Assim, salienta-se que as problemáticas que abarcam as áreas de ciclos e crescimento económico não se limitam somente ao campo da teoria económica, interferindo também com o campo da condução das políticas macroeconómicas, no sentido em que uma política de estabilização macroeconómica poderá

¹A volatilidade cíclica refere-se à dispersão, ao longo o tempo, da taxa de crescimento do produto ou das inovações estocásticas sobre ela incidentes e é habitualmente medida pelo desvio-padrão ou pela variância (e.g., Ramey e Ramey, 1995; Martin e Rogers, 2000; e Lee, 2009).

²A persistência cíclica refere-se ao tempo que a parte cíclica do produto demora a regressar à sua tendência de longo prazo e é medido, por exemplo, pelo rácio da variância proposto por Cochrane (1988).

ter consequências adversas ou favoráveis no crescimento económico de longo prazo, dependendo do mecanismo (e respetivo sinal) que faz a ponte entre a flutuação cíclica de curto prazo e a tendência de longo prazo. Nesse sentido, coloca-se essencialmente a seguinte questão: qual a relação entre a volatilidade cíclica, a persistência cíclica e o crescimento económico?

Com o presente estudo, pretende-se investigar, no plano empírico, a relação entre volatilidade e persistência da flutuação cíclica, por um lado, e a trajetória de crescimento económico, por outro. Para a sua concretização, o estudo proposto seguirá como método a estimação *cross-section* de um modelo econométrico bivariado e multivariado, conduzida para um conjunto de economias avançadas e emergentes e em desenvolvimento, onde, com base nos valores médios do período compreendido entre o primeiro trimestre (Q_1) de 1996 e o terceiro trimestre (Q_3) de 2013, se procura estudar a relação de longo prazo entre a volatilidade e persistência, por um lado, e o crescimento económico, por outro. Complementarmente, será elaborada uma análise *time series* na perspetiva de um modelo SVAR, conduzida individualmente para os mesmos países que compõem a amostra *cross-section*, onde, para o mesmo horizonte temporal, se estuda a relação de curto/médio prazo entre a volatilidade e o crescimento económico. Serão tidas em consideração diferentes fontes da volatilidade cíclica, modelizadas como inovações estocásticas no contexto do modelo SVAR, distinguindo, em particular, entre as relacionadas com a política monetária as relacionadas com política orçamental.

Na literatura, existe uma grande quantidade de trabalhos sobre a relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico. No entanto, apenas um número bastante reduzido faz referência à persistência cíclica e sem fazer a sua ligação à volatilidade cíclica (Fatás (2000) e Caruso (2004) são alguns dos poucos estudos recentes que abordaram a questão da relação entre a persistência e o crescimento económico). Nesse sentido, o estudo proposto ganha a sua relevância no âmbito da abordagem *cross-section* ao propor um modelo multivariado onde se consideram, como variáveis explicativas do crescimento económico quer a volatilidade cíclica quer a persistência cíclica, na presença de *dummies* e variáveis de controlo que procuram captar as características específicas de cada país.

Por outro lado, este estudo ganha relevância no âmbito da abordagem *time series* ao propor a análise da relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico na perspetiva de um modelo SVAR, em que os choques de curto prazo têm impacto sobre a taxa de crescimento económico. Apesar de alguns estudos (e.g., Aizenman e Marion, 1993; Hopenhayn e Muniagurria, 1996; Blackburn e Pelloni, 2004; e Varvarigos, 2007) argumentarem que a relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento

económico tende a ser ambígua, dependendo da origem dos choques de políticas macroeconómicas que causam a volatilidade cíclica, dos artigos empíricos pesquisados e analisados, constatou-se que não foi feita nenhuma análise empírica a esta questão de investigação com recurso à abordagem SVAR aqui proposta. Contudo, trata-se de um modelo com bastante aceitação no campo da análise macroeconómica (e.g., Kim e Roubini, 2000), que permite refinar a análise empírica sobre a relação em causa, incorporando os choques de política monetária e orçamental como sendo impulsos estocásticos na origem da volatilidade cíclica, bem como colmatar o problema de endogeneidade que muitas vezes se coloca na análise *cross-section*.

O próximo capítulo debruça-se sobre o estado da arte da literatura, quer teórica quer empírica, em que se insere este trabalho. Em particular na revisão da literatura empírica, serão apresentados os estudos que se debruçaram sobre a relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico, por um lado, e os que se debruçaram sobre a relação entre a persistência cíclica e o crescimento económico, por outro.³

Seguidamente, no Capítulo 3, faz-se a apresentação detalhada da metodologia, que se subdivide em duas secções. Primeiramente, serão apresentadas as variáveis utilizadas nas regressões econométricas, assim como a descrição dos dados, com referência às fontes e à amostra sobre a qual incide a investigação. Em segundo lugar, será apresentada a metodologia utilizada no processo de modelização e estimação da relação entre crescimento económico e volatilidade e da persistência cíclica, quer na perspectiva *cross-section* quer na perspectiva *time series*.

No Capítulo 4, será feita a análise empírica que vai ao encontro do objetivo definido, com a seguinte estrutura: (i) análise exploratória dos dados e de quebras de estrutura, (ii) análise *cross-section* bivariada e multivariada e (iii) análise *time series* na perspectiva do modelo SVAR.

Tendo os resultados, será feita a sua discussão no Capítulo 5, onde, em primeiro lugar, se confrontam os resultados evidenciados pelas duas perspectivas distintas e, seguidamente, se elabora uma comparação face aos resultados evidenciados pela literatura teórica e pela empírica.

Por fim, no último capítulo, serão apresentadas as principais conclusões e a sua ligação com a política de estabilização macroeconómica, onde se tiram as principais ilações de política de gestão da procura. Na mesma linha, apresentam-se as

³Ao longo da revisão da literatura, não se encontraram estudos que abordassem a questão levantada numa ótica tridimensional, i.e., com análise explícita da interação entre volatilidade e persistência, pelo que apenas apresentamos as duas secções na perspectiva bidimensional, onde se analisa a volatilidade cíclica *versus* crescimento económico, por um lado, e a persistência cíclica *versus* crescimento económico, por outro.

limitações encontradas ao longo do trabalho, bem como as linhas de investigação e recomendações para trabalhos futuros.

2. Revisão de literatura

Por volatilidade cíclica, a literatura refere-se, habitualmente, ao desvio-padrão da taxa de crescimento do produto ou das inovações estocásticas sobre ela incidentes (e.g., Ramey e Ramey, 1995; Martin e Rogers, 2000; e Lee, 2009). A flutuação cíclica resultante de choques aleatórios é persistente quando os seus efeitos não desaparecem num futuro próximo e o produto não mostra uma tendência forte de retorno ao seu nível tendencial (Fatás, 2000).

As problemáticas que abarcam as áreas de ciclos económico e de crescimento de longo prazo foram sujeitas a campos de análise distintos, pressupondo-se, implicitamente, que os choques económicos de curto prazo não influenciavam a tendência de crescimento de longo prazo. Nos anos 80, começaram a surgir questões de extrema relevância à volta da ligação entre a flutuação cíclica e a tendência de crescimento de longo prazo. Tal foi inicialmente enfatizado pelos trabalhos seminais de Kydland e Prescott (1982) e de Nelson e Plosser (1982), cuja evidência empírica a favor de uma raiz unitária implica que, após um choque, o produto não apresenta uma evidência forte de retorno à sua (anterior) tendência de longo prazo, ou seja, as flutuações cíclicas são persistentes. Após o consenso de que, de facto, o ciclo de curto prazo influencia a tendência de longo prazo, muitos estudos se debruçaram sobre a natureza dessa ligação e apresentaram posições díspares. É nesse âmbito que se coloca a reflexão sobre a relação entre a volatilidade cíclica, persistência e o crescimento económico.

Para Edwards e Yang (2009), não há um consenso teórico nem empírico consistente que os faça acreditar que a relação é positiva, negativa ou inexistente. Mas tendo por base o contributo da literatura teórica, Ramey e Ramey (1995) abonam que há razões para acreditar numa relação positiva ou negativa, conforme o canal de transmissão dos efeitos da volatilidade e da persistência cíclica que predomine em cada caso.

2.1. Abordagem teórica

Na literatura teórica há, de facto, razões para acreditar numa relação positiva ou negativa entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico. No entanto, a ambiguidade é grande.

Tendo por base a tipologia da função de utilidade, Mirman (1971) mostra que, quando a função de utilidade é côncava, a incerteza económica faz com que o investimento ótimo fique abaixo do investimento tendencial, o que, por sua vez, se associará a um menor produto de longo prazo. Mas ao contrário constata-se que quando a função de utilidade é convexa, na presença de incerteza económica, tenderá a verificar-se um aumento da poupança, o que por sua vez conduzirá a um aumento do investimento ótimo acima do investimento tendencial. Esta visão é consistente com Sandmo (1970), que argumenta que quando o rendimento futuro é incerto, o consumo presente tende a diminuir ao se verificar um aumento da poupança por motivo precaução. Assim, com base no modelo de crescimento económico proposto por Solow (1956), argumenta-se que, na presença de um aumento da poupança acima do seu nível tendencial, a economia converge para um novo estado estacionário associada a um maior rendimento per capita. Logo, conclui-se que a incerteza económica, pela via da poupança, apresenta um impacto positivo no nível do produto de longo prazo. No entanto, por outro lado, Sandmo (1970) argumenta que, na presença de aversão ao risco, os consumidores evitam expor os seus capitais às possibilidades de perdas, pelo que, quando se verifica um aumento do risco, o consumo presente tende a aumentar ao se verificar um efeito substituição positivo face ao consumo futuro, com impacto negativo na poupança e no nível do produto de longo prazo. Mas, posto que o primeiro efeito tende a prevalecer sobre o segundo, o autor prevê um impacto final positivo da incerteza no produto de longo prazo.

Outra linha da literatura enfatiza que, quando um projeto de investimento individual é economicamente irreversível¹ e a nova informação relevante acerca do retorno do investimento não é acessível imediatamente, o investidor precisa de decidir não só em que projeto deverá investir mas também em que instante no tempo deverá fazer uma avaliação do projeto e iniciar a sua execução. Assim, quando a probabilidade de irreversibilidade é elevada, o aumento da volatilidade cíclica, na medida em que implique um aumento da incerteza sobre o retorno futuro do investimento, leva a um adiamento do investimento das empresas (Bernanke, 1983). Contudo, o impacto da

¹A literatura refere-se ao termo reversibilidade quando as empresas podem, em dado instante de tempo, vender ou comprar capital ao mesmo preço e sem qualquer custo de transação ou ajustamento.

irreversibilidade e incerteza, via investimento, no crescimento económico de longo prazo não é óbvio, dado que, em última análise, o que interessa é o impacto da irreversibilidade e incerteza na acumulação do *stock* de capital e de conhecimento na economia. É nesse sentido que Abel e Eberly (1999) especificaram a ligação estrutural entre a rentabilidade marginal do capital e o *stock* de capital ótimo, de modo a evidenciar o impacto da irreversibilidade e incerteza no *stock* de capital esperado de longo prazo. Argumenta-se que a irreversibilidade e a incerteza aumentam o custo de utilização do capital, levando a um adiamento do investimento e, por esta via, a uma redução do *stock* de capital acumulado. Mas a irreversibilidade impede as empresas de venderem qualquer capital, mesmo quando a receita marginal do capital é baixa, pelo que também se argumenta que, por esta via, a irreversibilidade e a incerteza aumentam o *stock* de capital acumulado (efeito de *hang-over*). De um modo geral, os autores concluem que não é possível, no contexto do seu modelo teórico, prever inequivocamente se a irreversibilidade aumenta ou diminui o *stock* de capital de longo prazo das empresas.

Por outro lado, só acontece um adiamento e o investimento na tecnologia de produção de elevado risco não é levado a cabo quando o retorno esperado é bastante baixo. O que, segundo Black (1987), evidencia a existência de um *trade-off* positivo entre risco e retorno esperado na escolha da tecnologia produtiva. Esse risco só é assumido na presença de um crescimento económico esperado suficientemente elevado para compensar o risco maior, pelo que, argumenta-se que, neste sentido, haverá uma relação positiva entre o risco do investimento e o crescimento económico.

Na perspetiva de um modelo em que o conhecimento é adquirido pelo mecanismo de *learning-by-doing*, Blackburn (1999) argumenta que quando é mais fácil aprender do que esquecer as habilidades adquiridas, o aumento relativo da volatilidade cíclica contribui para o aumento do ritmo da acumulação de conhecimento na economia (a incerteza económica afeta o mercado de trabalho e os agentes tendem a acumular conhecimento para fazer face à concorrência futura), pelo que a relação entre a volatilidade cíclica, por um lado, e a taxa de crescimento económico, por outro, é positiva. Ao contrário, outros autores consideram um mecanismo de *learning-by-doing* em que a acumulação de capital humano é função crescente e côncava na componente cíclica de produção, caso em que a volatilidade cíclica e o crescimento de longo prazo apresentam uma correlação negativa – precisamente porque, durante o período de recessão, as oportunidades para o *learning-by-doing* são perdidas e a instabilidade económica de curto prazo prejudica a acumulação de capital humano (Martin e Rogers, 2000).

Ainda sobre o processo de aprendizagem, Blackburn e Galindev (2003) apresentam

um modelo de crescimento estocástico simples, em que as melhorias de produtividade são resultado tanto do comportamento de aprendizagem interna como externa.² Os autores mostram que os diferentes mecanismos de alterações tecnológicas endógenas podem ter diferentes implicações para a correlação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico de longo prazo. Assim, através da análise teórica, mostram de uma forma sintetizada que, em geral, a correlação entre a média e a variância da taxa de crescimento do produto é mais provável ser positiva (negativa), se as alterações tecnológicas forem impulsionadas principalmente por aprendizagem interna (externa).

Na mesma linha de investigação, o modelo de crescimento estocástico apresentado por Blackburn e Galindev (2003) é reformulado por Galindev (2008), no sentido de se considerar uma função de utilidade de aversão ao risco relativa constante e choques de produtividade. Nesta circunstância, reforça-se que o efeito da incerteza no crescimento económico depende da importância do mecanismo de aprendizagem alternativa para o crescimento da produtividade, como sugerido por Blackburn e Galindev (2003), mas também do parâmetro que mede a atitude dos agentes em relação ao risco, como sugerido por vários outros autores, e.g., Smith (1996), De Hek (1999), Jones *et al.* (2005) e Varvarigos (2007). Em particular, Jones *et al.* (2005) recorrem a uma extensão do modelo tradicional neoclássico, em que a volatilidade cíclica influencia o crescimento de longo prazo, e mostram que o parâmetro que regula a curvatura da função de utilidade é crucial para determinar o sinal da relação entre a volatilidade do produto e a sua tendência de longo prazo. Contrariamente a vários outros autores que enfatizam a relação com um único sinal (e.g., Bernanke, 1983; Blackburn, 1999; e Martin e Rogers, 2000), Jones *et al.* argumentam que a relação pode ser positiva ou negativa. Também, através da análise de sensibilidade, evidenciam que a relação entre o grau de aversão ao risco e o crescimento de longo prazo apresenta a forma de U.

Como visto acima, são vários os canais possíveis que, de uma forma lógica, nos permitem analisar como a volatilidade cíclica afeta o comportamento dos agentes económicos, e por esta via, o crescimento económico de longo prazo. Desta feita, Blackburn e Pelloni (2004) analisam os efeitos de curto prazo de políticas macroeconómicas, via volatilidade da política monetária, no crescimento de longo prazo.³

²A literatura refere-se ao termo aprendizagem interna quando o próprio agente, intencionalmente, procura adquirir novos conhecimentos e habilidades. Por aprendizagem externa, a literatura refere-se ao processo de aprendizagem impulsionado por fatores externos, como por exemplo, políticas públicas que incentivam a aposta na formação do capital humano (Blackburn e Varvarigos, 2008).

³Estudos como Aizenman e Marion (1993) e Hopenhayn e Muniagurria (1996) analisam o caso do impacto da política orçamental, via choques fiscais, no crescimento económico de longo prazo.

Através de um simples modelo de crescimento monetário estocástico com rigidez nominal, múltiplos choques e *learning-by-doing*, tal como em Dotsey e Sarte (2000), mostram que uma maior volatilidade do crescimento monetário pode causar um aumento ou uma diminuição na média do crescimento do produto, devido à existência de efeitos de compensação resultantes da poupança por motivo precaução e do imposto de inflação. No entanto, mostram que essa relação depende principalmente da fonte do impulso das flutuações (choques reais ou nominais).⁴

Na mesma linha, Varvarigos (2007) apresenta dois modelos de crescimento endógeno com variabilidade política decorrente de provisionamento estocástico dos gastos públicos, em que, por um lado, estes entram como um *input* na função de produção, e por outro, como um *input* no sector da educação. Independentemente das razões (e.g., instabilidade política; mudança de objetivo político), a variabilidade política pode afetar profundamente o ambiente económico e, em particular, a taxa de crescimento económico. Trata-se de uma fonte de incerteza que leva os agentes a alterarem as suas decisões ótimas relacionadas com a poupança e o investimento em capital físico ou humano. No primeiro modelo estudado, segue-se a abordagem de Barro (1990) e assume-se que os gastos públicos entram como um *input* na função de produção agregada. Resulta, neste caso, que o efeito (e o respetivo sinal) da variabilidade política no crescimento económico depende do parâmetro que descreve a importância relativa do *input* na função de produção. Quando o valor desse parâmetro é relativamente baixo (alto), um aumento da variabilidade política tende a diminuir (aumentar) a taxa de crescimento económico de longo prazo. O segundo modelo estudado, com acumulação de capital humano, prevê que uma maior variabilidade política apresenta sempre um impacto negativo na tendência de crescimento económico de longo prazo. Na mesma linha que Martin e Rogers (2000), o autor argumenta que a acumulação de capital humano é uma forma de investimento e que, perante um aumento da variabilidade política, os agentes reduzem o tempo gasto em atividades que aumentam os seus conhecimentos e habilidades, ou seja, verifica-se uma diminuição da acumulação de capital humano, e por esta via, um menor crescimento económico de longo prazo.

Com a manutenção da ausência de resultados inequívocos em torno da relação entre volatilidade cíclica e crescimento económico, Blackburn e Varvarigos (2008) analisam

Mostram como um aumento da incerteza sobre as taxas de investimento e subsídios podem ter efeitos positivos ou negativos no crescimento de longo prazo, dependendo de outras características de alterações políticas (e.g., sua persistência), bem como da fonte de maior incerteza (e.g., um aumento na amplitude ou frequência das flutuações).

⁴A base da análise provém do contributo de Dotsey e Sarte (2000), que desenvolveram um modelo de crescimento monetário estocástico em que os agentes estão sujeitos a uma restrição *cash-in-advance*, ao operarem uma tecnologia de produção AK com quantidade fixa de trabalho.

a relação entre a volatilidade cíclica e a tendência de longo prazo no contexto de um modelo analítico de crescimento endógeno estocástico que permite identificar novos canais. Em particular, os autores consideram que a acumulação de capital humano depende, em geral, da quantidade de tempo (esforço) que os agentes gastam em atividades de aprendizagem e de que tipos de gastos os Governos realizam para aumentar essas atividades. Tendo como fontes de flutuações aleatórias as preferências e os choques tecnológicos, mostram que a alocação ótima do tempo para a produção e para a acumulação de capital humano são ambas pró-cíclicas. Trata-se de um resultado contrário ao até então citado (e.g., Martin e Rogers, 2000; Blackburn e Galindev, 2003; e Varvarigos, 2007). No que diz respeito a relação em si, entre a volatilidade cíclica e o crescimento de longo prazo, concluem que um aumento da volatilidade resultante de choques de preferências pode exercer um efeito positivo ou negativo no crescimento económico de longo prazo, dependendo da atitude dos agentes em relação ao risco,⁵ em interligação com o grau da desutilidade associado às atividades de não lazer. Nesse sentido, reforça-se a importância do comportamento dos agentes face ao risco, tal como referido mais recentemente por Blackburn e Galindev (2003). No entanto, contrariamente, quando se trata de choques tecnológicos, o efeito da volatilidade cíclica no crescimento económico de longo prazo é sempre positivo.⁶ Mais uma vez, contrariamente ao proferido por Blackburn (1999), Martin e Rogers (2000), Varvarigos (2007) (referente ao segundo modelo com acumulação de capital humano) e Blackburn e Varvarigos, (2008) quando o aumento da volatilidade resulta de choques tecnológicos, demonstram que a correlação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico pode assumir qualquer sinal quando a análise é feita tanto na presença de aprendizagem interna como externa.

Em resumo, conforme anunciado acima e tendo em conta os estudos citados, a relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico tende a ser ambígua, dependendo de diversos fatores de sentido antagónico.⁷ Por um lado, o impacto da volatilidade cíclica no crescimento de longo prazo pode ser positivo ou negativo conforme a tipologia da função de produção ou o mecanismo tecnológico pelo qual se origina o crescimento económico (e.g., Mirman, 1971; Blackburn, 1999; Martin e

⁵Tal como outros autores, argumenta-se que para um alto (baixo) grau de aversão ao risco, o efeito tende a ser positivo (negativo), dado que a maior incerteza causa um aumento (diminuição) do nível do investimento e da poupança por motivo precaução.

⁶Em termos de impulso-resposta, a volatilidade resultante de choques tecnológicos positivos tende a aumentar o crescimento de forma temporária pelo aumento da poupança e do investimento, devido ao desejo por parte dos agentes (famílias) em suavizar o consumo.

⁷Os autores referidos nesta secção analisaram com detalhe a questão da relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico, sem fazer referência à persistência cíclica. Esta foi abordada na perspetiva de análise empírica por Fatás (2000) e Caruso (2004), como detalhado na secção seguinte.

Rogers, 2000; Blackburn e Galindev, 2003; e Jones *et al.*, 2005), e conforme o comportamento dos agentes económicos face ao risco (e.g., Bernanke, 1983; Sandmo, 1970; Black, 1987; De Hek, 1999; e Jones *et al.*, 2005). Por outro, conforme se considera o impacto da volatilidade cíclica via acumulação de capital físico ou humano (e.g., Abel e Eberly, 1999; Martin e Rogers, 2000; Varvarigos, 2007; e Blackburn e Varvarigos, 2008), bem como via choques resultantes de políticas macroeconómicas, orçamental e monetária (e.g., Aizenman e Marion, 1993; Hopenhayn e Muniagurria, 1996; Blackburn e Pelloni, 2004; Dotsey e Sarte, 2000; e Varvarigos, 2007), o sinal da relação com o crescimento económico pode ser positivo ou negativo.

2.2. Abordagem empírica

2.2.1. Volatilidade cíclica e crescimento económico

Do ponto de vista empírico, a literatura aponta para resultados ambíguos. Abordagens distintas têm sido utilizadas para estimar a relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico, o que pode, em boa parte justificar essa ambiguidade. O mesmo se poderá dizer dos métodos utilizadas para medir a volatilidade cíclica e também a sua fonte de origem.

Destaca-se o trabalho seminal de Ramey e Ramey (1995), onde, com base numa análise *cross-section*, mostram que a dicotomia padrão, que toma ciclo e crescimento económico como independentes, não é suportada pela evidência empírica. Com base numa amostra de 92 países e um subconjunto de 24 países da OCDE (dados referentes ao período de 1960 a 1985 e de 1950 a 1988, respetivamente), aqueles autores encontraram evidência clara de uma relação negativa e significativa entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico, para o primeiro conjunto de amostra. Para os 24 países da OCDE, o coeficiente ligado à volatilidade cíclica apresentou um sinal positivo, mas não significativo. No entanto, na presença de variáveis de controlo (e.g., a fração do investimento em percentagem do PIB, o logaritmo do PIB *per capita* inicial, o *stock* de capital humano inicial e a média da taxa de crescimento da população), a estimativa para os 24 países da OCDE passou a evidenciar também uma relação negativa. Contudo, ao contrário do previsto pela literatura teórica que liga a volatilidade cíclica, via investimento, ao crescimento (e.g. Black, 1987; e Mirman, 1971), concluem que a variável associada ao investimento não é estatisticamente significativa.

Na mesma linha de trabalho, Martin e Rogers (2000) apresentam evidência que vai

ao encontro do resultado apresentado por Ramey e Ramey (1995). Também recorrem à análise *cross-section*, neste caso tendo por base uma amostra composta por 90 regiões europeias, 24 países industrializados e 72 países não industrializados e não produtores de petróleo, considerando três sub-períodos.⁸ No entanto, baseiam o seu trabalho empírico num modelo teórico mais sofisticado, em que um mecanismo de *learning-by-doing* está na origem do crescimento económico e a acumulação de capital humano é função crescente e côncava na componente cíclica de produção. Os autores verificam a existência de uma forte relação negativa entre a volatilidade e o crescimento económico, tanto para os países da OCDE como para as regiões europeias. Esta evidência vai ao encontro da justificação teórica apresentada e reforça a posição face a argumentação proposta por Blackburn (1999), com o fundamento de que, durante o período de recessão, as oportunidades para o *learning-by-doing* são perdidas, e a instabilidade económica de curto prazo prejudica a acumulação de capital humano. Por outro lado, quando analisam a relação parcial entre a volatilidade da inovação e o investimento, tal como Ramey e Ramey (1995), reportam que, apesar da obtenção de um coeficiente negativo, este só é estatisticamente significativo a 10% de significância para os 92 países e é não significativo para os países da OCDE. Também o trabalho de Kneller e Young (2001) consta no conjunto dos estudos que apresentam resultados que apontam para uma relação negativa e significativa entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico em análise *cross-section*. Tendo por base uma amostra de 24 países da OCDE, consideram o período completo em análise (1961 a 1995) para medir a volatilidade cíclica; a sua estimativa apresenta um coeficiente de sinal positivo, mas apenas significativo quando se consideraram os choques comuns sobre as economias em estudo (e.g., choque petrolíferos). Numa outra abordagem, os autores consideraram períodos de cinco anos para medir a volatilidade cíclica e, nesse caso, a estimativa apresentou um coeficiente negativo e significativo. Por outro lado, utilizando o estimador *Pooled Mean Group* (PMG) através do modelo de efeitos fixos dinâmicos e quatro variáveis macroeconómicas (preço mundial de petróleo, crescimento de preços no consumidor, o desvio-padrão de preços no consumidor e o preço real das ações), apresentam estimativas altamente correlacionadas com o crescimento económico num quadro em que os choques são medidos por intermédio da volatilidade do preço de petróleo e da incerteza inflacionária.

Entre os estudos empíricos que abordaram a questão da relação entre a volatilidade

⁸Para a primeira amostra (90 regiões europeias), o horizonte temporal dos dados em análise compreende o período entre 1979 a 1992. Para a segunda amostra (24 países industrializados) e a terceira amostra (72 países não industrializados e não produtores de petróleo), a estimação compreende o período entre 1960 a 1988, mas também para três subperíodos (1960 a 1969; 1970 a 1979; e 1980 a 1988).

cíclica e o crescimento económico, outras abordagens apresentaram resultados que apontam para uma relação positiva. Kormendi e Meguire (1985), através de uma análise *cross-section* para 47 países (incluindo alguns países da OCDE), exploram a relação entre a taxa de crescimento médio do PIB real e as variáveis usualmente sugeridas pela literatura teórica que se relacionam com o crescimento económico (e.g., rendimento *per capita* inicial; taxa de crescimento médio da população; desvio-padrão do crescimento do PIB real; taxa de crescimento médio da inflação). Para o período compreendido entre 1950 a 1977, encontraram evidência a favor de uma relação positiva entre a taxa de crescimento médio do PIB real e o desvio-padrão do crescimento do PIB real. Na mesma linha, confirmaram a hipótese apresentada por Black (1987) através da evidência de um *trade-off* positivo entre risco e retorno na escolha de tecnologia produtiva, e ao contrário da evidência apresentada por Ramey e Ramey (1995) e Martin e Rogers (2000), mostraram que o rácio investimento/PIB apresenta um efeito positivo e bastante significativo sobre o crescimento económico. No que diz respeito a taxa de inflação, ao contrário do previsto pelo efeito Tobin-Mundell,⁹ não encontraram nenhum efeito positivo de crescimento da inflação no crescimento económico, mas sim um efeito negativo. Por fim, também encontraram uma relação positiva entre a taxa de crescimento médio da população e a taxa de crescimento médio do PIB real, e um coeficiente negativo para o rendimento per capita inicial.

As limitações apresentadas no trabalho de Kormendi e Meguire (1985), nomeadamente no que diz respeito ao conjunto de dados, e a possibilidade de investigação complementar com a adição de mais países, levou Grier e Tullock (1989) a examinar as mesmas hipóteses, mas para uma amostra mais ampla.¹⁰ Assim, para além da análise *cross-section*, estes autores recorrem à análise temporal para testar a estabilidade dos coeficientes do modelo. Para o horizonte temporal de 1950 a 1981, tal como no estudo base, não encontraram nenhuma relação positiva entre a inflação e o crescimento económico (para África a variável inflação apresenta uma influência negativa e significativa), enquanto que a variabilidade da inflação apresenta uma correlação negativa e significativa (a nível de significância de 10% e só para o conjunto dos 24 países das Américas) com o crescimento económico.

Usando dados de alta frequência, a partir da série mensal de produção industrial do Reino Unido (para o período de 01/1948 a 09/1991) e da série anual do PIB dos Estados Unidos (para o período de 1870 a 1993), Caporale e McKiernan (1996;

⁹O efeito Tobin-Mundell trata-se da hipótese apresentada por Mundell (1963), em que se argumenta que existe uma relação positiva entre a taxa de inflação e o crescimento económico.

¹⁰A amostra em estudo perfaz um total de 113 países, no qual 24 corresponde ao conjunto da OCDE, 43 a África, 24 às Américas e 22 à Ásia.

1998) utilizam o modelo ARMA (1,2) - GARCH (1,1) - M para se debruçarem sobre a relação entre a volatilidade cíclica (medida através da variância condicional da taxa de crescimento do PIB) e a tendência de longo prazo. Através da aplicação interativa pelo método da máxima verosimilhança (LM), concluíram que a volatilidade cíclica apresenta um efeito positivo e significativo sobre a tendência de crescimento de longo prazo, tanto para o Reino Unido como para os Estados Unidos. Tal como Kormendi e Meguire (1985), o resultado suporta a hipótese apresentada por Black (1987), Sandmo (1970) e Mirman (1971). No entanto, para o Reino Unido, argumenta-se que existem diferenças significativas face ao estudo de Kormendi e Meguire (1985), visto que a alta frequência da série mensal permite o uso do modelo GARCH-M que tende a apresentar estimativas mais consistentes.

Mais recentemente, Lee (2009), através da análise empírica de dados dos países que compõem os G7 para o período de 1965 a 2008, mostrou que há uma relação positiva entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico. Do ponto de vista empírico, e na linha de Caporale e McKiernan (1996), este estudo apresenta algumas vantagens em relação aos outros estudos já citados (e.g., Ramey e Ramey, 1995; Martin e Rogers, 2000; e Kneller e Young, 2001), visto que tem por base uma série longa de dados mensais de índice de produção industrial, que permitiu o uso do modelo GARCH do tipo AR (12), obtendo assim estimadores mais consistentes.

Por outro lado, trabalhos como Dawson e Stephenson (1997), Speight (1999) e Grier e Perry (2000) concluem que não há evidência consistente para suportar a ideia da ligação, seja positiva seja negativa, entre a flutuação cíclica e a tendência de longo prazo. A abordagem seguida no trabalho de Ramey e Ramey (1995) foi replicada por Dawson e Stephenson (1997) para o caso dos 48 estados contíguos dos EUA para o período entre de 1970 a 1988. A análise *cross-section* revela uma relação negativa e significativa (embora ao nível de significância de 10%) entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico. No entanto, quando é utilizada a abordagem de *time series*, os dados revelam que não há qualquer evidência significativa de uma relação entre as duas variáveis. A utilização de uma série temporal mais curta poderá estar na base da divergência face ao resultado de uma relação negativa e significativa, apresentado por Ramey e Ramey (1995).

Já Speight (1999) recorre ao modelo GARCH-M para estudar a série mensal de produção industrial do Reino Unido (para o período de 01/1948 a 06/1994) com recurso ao método *Quasi-Maximum Likelihood* (QML) com erro padrão assintótico e estimador de variância-covariância consistente, de modo a manter a robustez da normalidade. Este estudo, na linha de Lee (2009) e Caporale e McKiernan (1996), apresenta as suas vantagens em relação aos outros estudos já citados que têm por

base a análise *cross-section*. No entanto, põe em causa o resultado apresentado por Caporale e McKiernan (1996), visto que a especificação ARMA adotada não é inequivocamente a mais apropriada e os resultados são baseados na aplicação interativa pelo método da máxima verosimilhança (ML) e num pressuposto de normalidade condicional que não é sustentada pela evidência empírica.

A mesma abordagem de *time series* é seguida por Grier e Perry (2000), onde, através do modelo GARCH – M, se testam os efeitos da volatilidade nominal e real sobre a taxa de inflação média e a taxa de crescimento do PIB para os EUA no período de 1948 a 1996. Os autores não encontram evidência de que a maior volatilidade da inflação ou do crescimento do produto aumentam a taxa de inflação média. No entanto, tal como Grier e Tullock (1989) e Kormendi e Meguire (1985), concluem que a variância condicional da inflação reduz significativamente a taxa média de crescimento da produção. Por outro lado, no que diz respeito à hipótese apresentada por Black (1987), ao contrário de Kormendi e Meguire (1985), não encontram nenhuma evidência significativa de que a variância condicional da taxa de crescimento do produto seja positivamente correlacionada com a sua taxa média de crescimento.

2.2.2. Persistência cíclica e crescimento económico

Novas perspetivas de análise têm contribuído para a investigação do mecanismo (e respetivo sinal) que liga a componente cíclica ao crescimento de longo prazo. É nesse âmbito que entra outra variável característica dos ciclos económicos e que permite que se analise a relação entre a flutuação cíclica de curto prazo e o crescimento económico por via da persistência da flutuação cíclica.

Fatás (2000) considera que uma flutuação cíclica resultante de choques exógenos (e.g., choque de emprego, política fiscal ou choque tecnológico) sobre a procura agregada e incentivos às atividades de I&D é persistente quando os seus efeitos não desaparecem num futuro próximo e o produto não mostra uma tendência forte de retorno à sua trajetória tendencial prévia ao choque. Na sua medição, o autor usa o rácio da variância de cinco anos, seguindo a formulação proposta por Cochrane (1988). No contexto de um modelo teórico de crescimento endógeno com externalidade de procura agregada e para uma amostra de 120 países para o período compreendido entre 1950 a 1990, a evidência empírica aponta para uma correlação positiva e significativa entre a persistência da flutuação cíclica e a taxa de crescimento média do PIB.

Uma análise mais aprofundada é conduzida por Caruso (2004), onde para uma ampla amostra de 96 países, se analisa a robustez da relação entre a persistência cíclica e

o crescimento económico. Para tal, o autor introduz quebras de estrutura em séries temporais coincidentes com os principais eventos económicos a partir dos anos 70 e estima o grau de persistência da flutuação cíclica usando o rácio da variância de 5 e 10 anos. No entanto, para além da abordagem de Cochrane (1988) empregue por Fatás (2000), também usa a abordagem proposta por Campbell e Mankiw (1987). Assim, uma primeira estimativa no caso da ausência de quebras de estrutura evidencia uma relação positiva robusta e significativa entre o grau de persistência cíclica e o crescimento económico para o período de 1960 a 1985. Quando se consideraram as quebras de estrutura determinísticas, observa-se que a taxa de crescimento de longo prazo apresenta uma correlação fraca com a persistência cíclica. No entanto, mesmo considerando a quebra de estrutura em 1973, a relação positiva mantém-se significativa. Por fim, no contexto de um modelo de crescimento endógeno, tal como Fatás (2000), mostra-se que a existência de uma relação empírica positiva e significativa entre a persistência cíclica e a tendência de longo prazo tem suporte no plano teórico.

Em resumo, conforme anunciado acima, e tal como na abordagem teórica, a relação empírica entre a flutuação de curto prazo e a tendência de crescimento económico de longo prazo é bastante ambígua. Abordagens econométricas distintas têm sido utilizadas para estimar a relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico, por intermédio quer da análise *cross-section* quer da análise de *time series*. Constata-se que, em parte, a metodologia empregue e o horizonte temporal dos dados estão na base dessas divergências. Por um lado, dos estudos citados que utilizam a análise *cross-section*, três evidenciam uma relação negativa entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico (e.g., Ramey e Ramey, 1995; Martin e Rogers, 2000; e Kneller e Young, 2001), dois evidenciam uma relação positiva (e.g., Kormendi e Meguire, 1985; e Grier e Tullock, 1989) e Dawson e Stephenson (1997) evidencia uma relação nula. Já Fatás (2000) e Caruso (2004), através da mesma metodologia, mostram que existe uma relação positiva entre a persistência cíclica e o crescimento económico. Por outro lado, dos que utilizam a análise de *time series*, três estudos citados apresentam evidência que aponta para uma relação positiva (Caporale e McKiernan, 1996; 1998; e Lee, 2009) e dois concluem por uma relação não estatisticamente significativa entre a volatilidade cíclica e a tendência de longo prazo (e.g., Speight, 1999; e Grier e Perry, 2000).

Esta ambiguidade também se justifica tendo por base os métodos utilizados para medir a volatilidade cíclica, os tipos de variáveis de controlo incluídas e se se consideram ou não as quebras de estruturas em séries longas. Fatas (2002), Imbs (2007) e Kroft e Lloyd-Ellis (2002) abordam esta questão e, mostram que, dependendo do

grupo de países que são incluídos na amostra, poderá haver diferentes resultados. Por outro lado, também o nível de desagregação dos dados está na base dessa divergência de resultados empíricos; e, acima de tudo, a fase do ciclo económico usada na medição da volatilidade e persistência cíclica é bastante importante para justificar essa divergência. Recentemente, Edwards e Yang (2009) também se debruçaram sobre esta questão, investigando a possível causa por detrás dessa ambiguidade. Sugerem um refinamento no que tange ao trabalho empírico, com particular atenção para as premissas econométricas, como, por exemplo, a heterogeneidade paramétrica regional e temporal.

3. Metodologia

O capítulo anterior permitiu, por um lado, constatar que existe uma grande controvérsia na literatura macroeconómica, quer teórica quer empírica, em torno da questão de investigação definida no primeiro capítulo. Por outro, também permitiu fazer um levantamento dos principais métodos econométricos utilizados pela literatura na análise da relação entre a componente cíclica de curto prazo e o crescimento económico de longo prazo, nomeadamente no que toca as principais variáveis explicativas utilizadas nessas análises e as respetivas metodologias de modelização e estimação.

Posto isto e, tendo por base o objetivo desta dissertação – investigar, no plano empírico, a relação entre volatilidade e persistência da flutuação cíclica e a trajetória de crescimento económico, neste capítulo ir-se-ão expor os dados e modelos a utilizar e descrever detalhadamente os passos a seguir na concretização do objetivo proposto.

A metodologia utilizada encontra-se apresentada em duas secções. Primeiramente, é feita a descrição dos dados, com referência às amostras, sobre as quais incide a investigação e, às principais variáveis utilizadas nas regressões econométricas, bem como no que diz respeito aos dados e as suas fontes. Em segundo lugar, apresenta-se a metodologia utilizada no processo de modelização e estimação da volatilidade e da persistência cíclica e, da variável que descreve a tendência de crescimento económico de uma economia, na perspetiva *cross-section* e na perspetiva *time series*.

3.1. Descrição dos dados

3.1.1. Amostra

O estudo em questão recai sobre dois grupos e regiões económicas extremamente distintos, quer do ponto de vista económico quer cultural e sociodemográfico. A amostra, que se encontra na Tabela B.1, no Anexo, é composta por 32 países, entre economias avançadas e economias emergentes e em desenvolvimento, das mais

diversas regiões geográficas. A escolha deste conjunto de países justifica-se tendo por base dois aspetos. Por um lado, há uma grande quantidade de estudos que se debruçam sobre a relação entre flutuações de curto prazo e o crescimento económico, tendo como amostra as economias avançadas, enquanto que, pelo contrário, pouca atenção tem sido dada às economias emergentes e, em particular, às em desenvolvimento. Por outro lado, os países escolhidos foram aqueles com maior disponibilidade de dados, tendo em conta as variáveis utilizadas nos modelos econométricos. A dificuldade de acesso aos dados ocorre em especial em relação às economias emergentes e em desenvolvimento, pelo que, do total da amostra, apenas 7 países são economias emergentes e em desenvolvimento.¹

3.1.2. Variáveis e Dados

A Tabela 3.1, apresenta as variáveis a serem incluídas nos modelos econométricos, com a notação a ser usado ao longo da dissertação, a designação associada, bem como uma nota sobre o horizonte temporal dos dados e as respetivas fontes.

Tabela 3.1.: Descrição das variáveis

Símbolo	Designação
o_t	Índice do Preço do Petróleo Mundial
g_{or_t}	Reservas Oficiais Mundiais – Taxa de crescimento comparado com o trimestre anterior
g_{y_t}	Produto Interno Bruto – Taxa de crescimento comparado com o trimestre anterior, sazonalmente ajustado
g_{g_t}	Gastos Públicos Finais – Taxa de crescimento comparado com o trimestre anterior, sazonalmente ajustado
g_{i_t}	Formação Bruta de Capital Fixo – Taxa de crescimento comparado com o trimestre anterior, sazonalmente ajustado
π_t	Índice de Preços no Consumidor – todos os itens, exceto alimentares e energias – variação percentual em relação ao mesmo período do ano anterior

¹Os grupos de países apresentados têm por base a classificação disponível no site do FMI (fonte: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2013/02/weodata/weoselagr.aspx>, acedida pela última vez no dia 6 de julho de 2014). Já os regimes cambiais tem por base o relatório anual apresentado pelo FMI (*Annual report on exchange arrangements and exchange* 2013, fonte: <https://www.imf.org/external/pubs/nft/2013/areaers/ar2013.pdf>, acedido pela última vez no dia 6 de julho de 2014).

g_{x_t}	Exportações de bens e serviços – Taxa de crescimento comparado com o trimestre anterior, sazonalmente ajustado
\bar{i}_i	Média da taxa de investimento (Formação Bruta de Capital Fixo/PIB)
\overline{xm}_i	Média da taxa de abertura ao exterior ([Exportação de bens e serviços + Importação de bens e serviços]/PIB)
\bar{g}_i	Média da taxa de gastos públicos (Gastos Públicos Finais/PIB)
r_t	Taxa de juro nominal de curto prazo – % por ano (Média dos valores mensais no mercado monetário)
s_t	Preço das Ações – Índice 2010 = 100
e_t	Taxa de câmbio nominal
v_t	Volatilidade cíclica
p_t	Persistência cíclica
$d_{1,i}$	<i>Dummy</i> para grupos de países / regiões geográficas
$d_{2,i}$	<i>Dummy</i> para regimes cambiais
$d_{3,t}$	<i>Dummy</i> para quebras de estrutura

Nota: Todas as variáveis, com exceção de p_i , $d_{1,i}$, $d_{2,i}$ e $d_{3,t}$, são referentes aos dados trimestrais e correspondem ao horizonte temporal compreendido entre o primeiro trimestre (Q_1) de 1996 e o terceiro trimestre (Q_3) de 2013. Os dados para o_t e or_t foram obtidos junto da base de dados do IFS (FMI), enquanto que os correspondentes às contas nacionais de cada país são da OCDE's iLibrary. No entanto, para as seguintes variáveis: π_t , r_t , s_t e e_t os dados foram obtidos tanto no IFS, como na OCDE's iLibrary. Quanto a e_t , para alguns países (incluído Brasil, Indonésia, Federação Russa, África do Sul, Argentina e Eslovénia) os dados referem-se a *Currency exchange rates, National units per US-Dollar (monthly average)*, enquanto que para Finlândia, França, Alemanha, Itália, Luxemburgo, Holanda, Portugal, República Eslovaca, Estados Unidos se referem a *Nominal Effective Exchange Rate, Consumer Price Index 2005=100*. Os dados para v_t e p_i são obtidos por estimação a partir da g_{y_t} , como explicado nas secções seguintes. Por fim, $d_{1,i}$, $d_{2,i}$ e $d_{3,t}$ são *dummies* que assumem valor 1 para economias avançadas, regime cambial fixo e $t > T_B$, respetivamente, e 0 para economias emergentes e em desenvolvimento, outros regimes cambiais e $t < T_B$, respetivamente, onde T_B representa o ponto da quebra de estrutura.

3.2. Discrição dos Modelos

Nesta secção, apresentam-se os modelos e a metodologia a utilizar no presente trabalho, com vista à modelização da componente cíclica de curto prazo e da componente de longo prazo.

Na análise *cross-section*, para cada país define-se o crescimento económico de longo prazo como uma variável dependente, que habitualmente, segundo a literatura teórica e empírica é medido pela média condicional da taxa de crescimento do PIB real ($g_{\bar{y}_i}$). Como principais variáveis explicativas, consideram-se v_i e p_i e, como variáveis de controlo, o vetor dado por $w'_{1,i} = [\bar{\pi}_i, \bar{i}_i, \bar{xm}_i, \bar{g}_i]$. Na mesma linha, ainda na análise *cross-section*, consideram-se as *dummies* $d_{1,i}$ e $d_{2,i}$, que interagem com as principais variáveis explicativas, com a configuração dada na nota da Tabela 3.1.

Já na análise de *time series*, a modelização da relação entre a flutuação cíclica e o crescimento económico tem por base o vetor $w'_{2,t} = [o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, s_t, gx_t, e_t, v_t]$, em que todas as variáveis são consideradas como sendo endógenas e a relação dinâmica na perspetiva cíclica é dada entre gy_t e v_t .² Na mesma linha, considera-se a hipótese de modelização na presença de *dummy* $d_{3,t}$, com a configuração dada na nota da Tabela 3.1.

3.2.1. Modelização da volatilidade e da persistência

Volatilidade cíclica

A volatilidade cíclica é uma das variáveis características do ciclo económico que poderá influenciar o comportamento da taxa de crescimento económico. Conforme foi exposto na revisão de literatura empírica, habitualmente é calculada como o desvio-padrão da taxa de crescimento do PIB real ou das inovações estocásticas sobre elas incidentes.

No entanto, a modelização da volatilidade cíclica adotada neste trabalho tem por base a metodologia utilizada na modelização da volatilidade financeira. O primeiro modelo nesta linha foi proposto por Engle (1982), com a denominação do modelo auto-regressivo de heteroscedasticidade condicionada – ARCH. No entanto, segundo Tsay (2005), apesar da sua simplicidade, trata-se de um modelo que requer muitos parâmetros para descrever adequadamente a evolução da volatilidade. Assim, o

²A variável p_i não será incluída nos modelos de análise de *time series*, dado a limitação no processo da sua modelização. Pela abordagem univariada proposta por Cochrane (1988), apenas é possível ter um ponto para cada janela temporal (k) considerada no processo de modelização.

modelo original foi revisto por Bollerslev (1986), que apresentou uma extensão do modelo original, designada por modelo auto-regressivo condicional generalizado – GARCH.

Neste trabalho, para a estimação da volatilidade cíclica, recorre-se à variância condicional dada pelo modelo GARCH (1,1), para cada país, num dado período t – uma vez que, segundo Enders (2010), este modelo é mais adequado do que o modelo ARCH de ordem elevada e também apresenta uma maior estabilidade numérica, permitindo assim descrever os processos de memória longa através de uma estrutura suficientemente precisa. Deste modo, adota-se um procedimento de modelização sequencial em duas fases, a executar após a devida análise exploratória dos dados.

Fase 1: Começa-se com a especificação de um modelo AR(4),³ que permite modelizar a média condicional, expresso por:

$$g_{y_t} = \beta_0 + \sum_{j=1}^4 \beta_j g_{y_{t-j}} + \varepsilon_t, \quad (3.1)$$

com $t = Q_1 1996, \dots, Q_3 2013$, onde g_{y_t} é explicada pelo termo constante (β_0), os seus valores desfasados ($g_{y_{t-j}}$) e o termo estocástico ($\varepsilon_t = \mu_t \sigma_t$). Este segue uma distribuição normal com $E(\varepsilon_t) = 0$ e $Var(\varepsilon_t) = \sigma_t^2$ e depende de uma variável aleatória (μ_t) independente e identicamente distribuída com $E(\mu_t) = 0$ e $Var(\mu_t) = 1$.

Fase 2: Na maioria dos trabalhos empíricos onde são empregues o modelo GARCH, o que mais intensivamente tem sido usado para explicar a variância condicional de uma série temporal é o modelo GARCH (1,1). Assim, nesta fase, através da equação 3.1, segue-se a abordagem proposta por Bollerslev (1986), com a especificação da variância condicional aleatória dada pelo modelo GARCH (1,1), que pode ser expresso por:

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \zeta_1 \sigma_{t-1}^2, \quad (3.2)$$

³O estudo empírico inicia-se com uma análise pormenorizada da série da taxa de crescimento do PIB real de cada país. Posteriormente, por questões de comparabilidade dos resultados entre os diferentes países e tendo em conta que o objeto desta investigação não se prende com a análise do modelo AR em si, na sua especificação consideram-se 4 desfasamentos, tal como considera Bollerslev (1986) ao estimar a variância condicional da taxa de inflação dos Estados Unidos com dados trimestrais. Alternativamente, o número ótimo de *lags* poderia ser determinado através de testes específicos (e.g., AIC: *Akaike information criterion*; SIC: *Schwarz information criterion*).

onde a variância condicional aleatória está relacionada não apenas com os resíduos ao quadrado da g_{y_t} , mas também de uma forma linear com as próprias variâncias condicionais aleatórias desfasadas.

Uma correta especificação e estimação do modelo 3.2 requer necessariamente que a variância condicional seja positiva. Para tal, são condições suficientes que os parâmetros cumpram os seguintes requisitos: $\gamma_0 > 0$, $\gamma_1 \geq 0$ e $\zeta_1 \geq 0$. Por outro lado, requer que os resíduos estandardizados da equação 3.2 não apresentem qualquer correlação, sejam desprovidos de qualquer efeito ARCH, e que tenham uma distribuição normal. No que diz respeito à estacionaridade do modelo GARCH(1,1), a condição suficiente é dada por $(\zeta_1 + \gamma_1) < 1$.⁴

Persistência cíclica

Na revisão de literatura empírica, constatou-se que recentemente alguns estudos têm vindo a apresentar novas perspectivas de análise no que diz respeito à relação entre a flutuação de curto prazo e o crescimento económico de longo prazo, como são os casos de Fatás (2000) e de Caruso (2004). Neste âmbito, seguindo esses estudos, a persistência cíclica entra na análise *cross-section* como uma outra variável característica dos ciclos económicos e, por esta via, reforça-se a investigação do mecanismo (e o respetivo sinal) que liga a componente cíclica ao crescimento de longo prazo. Conforme foi exposto na literatura empírica, uma flutuação cíclica é persistente quando os seus efeitos não desaparecem num futuro próximo e o produto não mostra uma tendência forte de retorno ao seu nível tendencial prévio ao choque (Fatás, 2000). No que diz respeito à sua modelização, neste estudo segue-se, tal como nos estudos já citados, a abordagem univariada proposta por Cochrane (1988), que consiste no cálculo do rácio da variância:

$$P^k = \frac{1}{k+1} \frac{Var(g_{y_{t+k+1}} - g_{y_t})}{Var(g_{y_{t+1}} - g_{y_t})} = 1 + 2 \sum_{j=1}^k \left(1 - \frac{j}{k+1}\right) \rho_j, \quad (3.3)$$

onde se considera uma janela temporal $k = 5$,⁵ e ρ_j representa a j^{th} autocorrelação da g_{y_t} , para cada país, obtida pela função de autocorrelação (FAC), através do *software* EViews 8.

⁴Para os modelos de ordem (q, p) , Nelson e Cao (1992) providenciaram tais condições: $\gamma_0 > 0$, $\gamma_i \geq 0$ e $\zeta_j \geq 0$, com $i = 1, \dots, q$, $j = 1, \dots, p$, para garantir a variância condicional positiva, e $\sum_{i,j=1}^{q,p} (\zeta_j + \gamma_i) < 1$ para a estacionaridade.

⁵Campbell e Mankiw (1987) consideram que k deve ser pequeno em relação ao número de observações, pelo que, tal como Fatás (2000), assume-se uma janela temporal que abrange 5 períodos.

3.2.2. Crescimento económico *versus* volatilidade e persistência

3.2.2.1. Abordagem *cross-section*

Utilizando a metodologia de análise *cross-section*, o estudo da relação (e o respetivo sinal) entre a volatilidade e persistência cíclica, por um lado, e o crescimento económico, por outro, inicia-se com a descrição dos modelos escolhidos. Numa primeira análise bivariada, o modelo base é dado por:

$$g_{\bar{y}_i} = a + \lambda \bar{v}_i + \varepsilon_i, \quad (3.4)$$

com $i = 1, \dots, 32$, onde $g_{\bar{y}_i}$ diz respeito ao valor da média condicional da taxa de crescimento do PIB real e \bar{v}_i ao valor médio da volatilidade cíclica, dada pelo modelo GARCH (1,1). Trata-se de um modelo aleatório, pelo que a componente estocástica de cada país (ε_i) influencia o crescimento económico de longo prazo. Esta análise é considerada padrão na literatura empírica que analisa esta questão, como por exemplo, Ramey e Ramey (1995). A partir do modelo 3.4, a análise inicial da relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico de longo prazo é feita por intermédio do coeficiente λ associado à volatilidade cíclica.

Outras formas de análise da relação entre a componente cíclica e a tendência de crescimento económico de longo prazo mereceram atenção na literatura empírica, pelo que, também se considera uma outra análise bivariada, conforme se segue:

$$g_{\bar{y}_i} = a + \phi p_i + \varepsilon_i, \quad (3.5)$$

Este modelo permite analisar a relação entre a persistência cíclica e o crescimento económico de longo prazo, através da análise do coeficiente ϕ . Esta análise tem merecido pouca atenção em comparação com a volatilidade cíclica e, nos dois estudos citados (Fatás, 2000; e Caruso, 2004), a volatilidade cíclica não é considerada como uma variável explicativa na análise da relação entre a componente cíclica e a tendência de longo prazo (tal como no modelo em (3.4) não se considera a persistência cíclica).

Assim, nesta análise *cross-section*, propõe-se um terceiro modelo (multivariado), onde se consideram, como variáveis explicativas do crescimento económico de longo prazo, quer a volatilidade cíclica quer a persistência cíclica. Com esta especificação

espera-se dar um contributo para colmatar a grande ambiguidade em torno da relação entre a componente de curto prazo e o crescimento económico de longo prazo, bem como garantir uma melhor consistência dos resultados empíricos (Edwards e Yang, 2009). Assim, o modelo proposto é dado por:

$$g_{\bar{y}_i} = a + \lambda \bar{v}_i + \phi p_i + \varepsilon_i, \quad (3.6)$$

onde, se analisa o impacto das flutuações de curto prazo no crescimento económico de longo prazo, através dos coeficientes λ e ϕ associados à volatilidade cíclica e à persistência cíclica, respetivamente.

Um outro fator mencionado na literatura, que parece explicar a ambiguidade em torno da relação em causa, trata-se da inclusão de diferentes grupos de países na amostra. Assim, para captar as diferenças específicas de cada grupo / regiões de países, considera-se a variável *dummy* $d_{1,i}$, com a especificação apresentada na Secção 3.1.2, que interage com as variáveis explicativas de interesse (\bar{v}_i e p_i). Na mesma linha, considera-se a variável *dummy* $d_{2,i}$, referente aos regimes cambiais, que também interage com as mesmas variáveis explicativas de interesse. Assim, cada um dos modelos apresentados acima passa a ser dado por:

$$g_{\bar{y}_i} = a + \lambda \bar{v}_i + \tau d_{1,i} + \omega d_{2,i} + \varepsilon_i, \quad (3.7)$$

$$g_{\bar{y}_i} = a + \phi p_i + \tau d_{1,i} + \omega d_{2,i} + \varepsilon_i, \quad (3.8)$$

$$g_{\bar{y}_i} = a + \lambda \bar{v}_i + \phi p_i + \tau d_{1v,i} + \psi d_{1p,i} + \omega d_{2v,i} + \varsigma d_{2p,i} + \varepsilon_i, \quad (3.9)$$

Por fim, tal como na maioria dos estudos empíricos citados, em cada um dos modelos, considera-se um vetor das variáveis de controlo – $w'_{1,i} = [\bar{\pi}_i, \bar{i}_i, \bar{x}m_i, \bar{g}_i]$.

Os modelos são estimados pelo método dos mínimos quadrados (OLS), com a opção HAC (Newey-West) para a matriz de covariância. A eficiência e a consistência desse estimador são garantidas quando se cumprem as suas premissas clássicas (Wooldridge, 2009). Neste estudo, recorre-se aos seguintes testes: (i) White para a

premissa de homocedasticidade (heteroscedasticidade) e (ii) Ramsey RESET para a especificação da forma funcional, de modo a ter indícios a respeito da omissão de variáveis explicativas relevantes. Neste caso de análise *cross-section*, na presença de verificação das premissas associadas ao estimador OLS, a ausência de heteroscedasticidade é a condição suficiente para garantir a centricidade, eficiência e consistência, permitindo assim efetuar a inferência estatística padrão.

3.2.2.2. Abordagem *time series* – SVAR

Com a abordagem de *time series*, reforça-se a análise da relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico, recorrendo a um modelo que, por um lado, é bastante mais sofisticado em comparação com o empregue na análise *cross-section* e permite que se siga uma lógica de interpretação da relação volatilidade-crescimento em ligação às políticas macroeconómicas enquanto hipotético impulso estocástico de origem da volatilidade cíclica. Por outro, dado que todas as variáveis explicativas (exceto a tendência e as *dummies*) são tratadas como sendo endógenas, esta abordagem permite colmatar o problema de endogeneidade das variáveis explicativas que muitas vezes se questiona, por exemplo, na análise *cross-section* com recurso ao estimador OLS.

Neste ponto, primeiramente apresenta-se o modelo *Structural Vector Autoregression* (SVAR), que serve de base para a análise temporal da relação entre as variáveis macroeconómicas, permitindo assim, debruçar-nos sobre a relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico. O modelo SVAR surgiu após muitas críticas ao modelo VAR, com argumentos de que a decomposição de Cholesky por si só associada a essa abordagem não é consistente com a teoria económica e que os choques não são próprios, mas sim, combinações lineares das perturbações estruturais (Cooley e Leroy, 1985). Nesta linha, trabalhos seminais (e.g., Sims, 1980) que utilizaram a teoria económica subjacente na construção de modelos e estimação de parâmetros macroeconómicos contribuíram para o uso desta metodologia no estudo de choques de políticas macroeconómicas a partir dos anos 90 (e.g., Blanchard e Perotti, 2002).

O modelo SVAR é dado por:

$$B_0 z_t = B_1 z_{t-1} + \dots + B_q z_{t-q} + \varepsilon_t, \quad (3.10)$$

onde z_t é um vetor ($K \times 1$) das variáveis endógenas de cada país, no período t ; B_j é uma matriz ($K \times K$) dos parâmetros $j = 0, 1, \dots, q$, enquanto que ε_t é um

processo aleatório multivariado ($K \times 1$), com as seguintes propriedades: $E(\varepsilon_t) = 0$ e $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma_\varepsilon$.

A abordagem SVAR assume que ε_t são choques estruturais ortogonais, em que as perturbações aleatórias são desconhecidas e a matriz variância-covariância Σ_ε é constante e diagonal. A matriz dos parâmetros contemporâneos (B_0) apresentada na equação 3.10 é habitualmente normalizada através da diagonal principal, de modo que cada equação no sistema SVAR apresente uma variável dependente de coeficiente unitário.

A estimação dos coeficientes do modelo 3.10, processa-se em duas fases:

Fase 1: Considera-se o modelo VAR na forma reduzida associada ao modelo apresentado em 3.10, dado por:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_q z_{t-q} + e_t, \quad (3.11)$$

onde $A_j = B_j B_0^{-1}$; $e_t = B_0^{-1} \varepsilon_t$ e $e_t \sim N(0, \Sigma_e)$. O modelo VAR na forma reduzida é estimado pelo método dos mínimos quadrados (OLS) e, conseqüentemente, os resíduos (e_t) tratam-se das inovações estocásticas do modelo VAR na forma reduzida. Para o modelo SVAR, as inovações estocásticas estão ligadas às da forma reduzida por:

$$\Sigma_e = B_0^{-1} \Sigma_\varepsilon (B_0^{-1})', \quad (3.12)$$

Fase 2: A matriz dos parâmetros contemporâneos (B_0) é identificada pela imposição de restrições apropriadas, tendo por base a teoria económica. A matriz de variância-covariância (Σ_e) é estimada através da maximização da função condicional de máxima verosimilhança, tendo por base as estimativas dos parâmetros do modelo VAR obtidas na primeira fase.

No sistema SVAR, B_0 tem K^2 parâmetros, enquanto que Σ_e tem apenas $K(K+1)/2$ valores distintos. Os choques estocásticos estruturais (ε_t) podem ser identificados apenas quando o número de parâmetros estruturais desconhecidos em B_0 é menor ou igual ao número de parâmetros estimados da matriz variância-covariância (Σ_e) da forma reduzida. Isto conduz a um problema de identificação, visto que o modelo SVAR requer $K(K-1)/2$ restrições, de modo a estabelecer as condições de identificação exatas.

1. Funções Impulso-Resposta

A relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico tende a ser ambígua, dependendo por exemplo, da origem dos choques de políticas macroeconómicas que causam a volatilidade cíclica (e.g., Aizenman e Marion, 1993; Hopenhayn e Munia-gurria, 1996; Dotsey e Sarte, 2000; e Varvarigos, 2007). Assim, numa segunda fase de análise empírica, recorre-se às funções de impulso-resposta para nos debruçarmos sobre a relação dinâmica entre volatilidade cíclica, via choques de política monetária, por um lado, e orçamental, por outro, e o crescimento económico.

Para a estimação das funções impulso-reposta, considera-se um operador desfasado $L^q z_t = A_1 z_{t-q}$, de modo a que a equação 3.11 possa ser reescrita como:

$$A(L)z_t = B_0^{-1}\varepsilon_t, \quad (3.13)$$

onde $A(L) = I_K - A_1 L - \dots - A_1 L^q$ e $B_0^{-1}\varepsilon_t = e_t$. Assim, as funções impulso-resposta de um modelo SVAR podem ser derivadas a partir de um Vetor de Média Móvel (VMA), dado por:

$$z_t = \Omega(L)\varepsilon_t = B_0^{-1}\varepsilon_t + \sum_{s=1}^{\infty} \Omega_s \varepsilon_{t-s}, \quad (3.14)$$

onde $\Omega(L) = [A(L)]^{-1}B_0^{-1}$, enquanto que $\Omega_s = \sum_{q=1}^s A_q \Omega_{s-q} B_0^{-1}$. Estes termos traçam a dinâmica da resposta da l^{th} variável ao longo do tempo a choques da f^{th} variável. Para cada combinação de l e f variáveis, as funções impulso-resposta correspondem a um *plot* para s períodos, expressas matematicamente por:

$$\frac{\partial z_{t+l,v}}{\partial \varepsilon_{t,f}} = \Omega_{s,l,f}, \quad (3.15)$$

2. Choques de política monetária como fonte de volatilidade cíclica

Para a análise da relação entre a volatilidade cíclica (via choques de política monetária) e o crescimento económico, considera-se que cada país é individualmente pequeno em comparação com a economia global, pelo que são afetados pela atividade económica mundial. Esta, por sua vez, é considerada como sendo um bloco

económico exógeno. Neste âmbito, considera-se o modelo SVAR dado por algumas das variáveis endógenas apresentadas na tabela 3.1, tendo a sua modelização por base o seguinte vetor:

$$z'_t = [o_t, g_{or_t}, g_{y_t}, \pi_t, r_t, s_t, g_{x_t}, e_t, v_t], \quad (3.16)$$

onde a inclusão e a ordenação das variáveis endógenas no sistema de equações se-guem, em parte, a lógica apresentada no trabalho de Raghavan *et al.*, (2012). Neste estudo, considera-se o_t e g_{or_t} como sendo as variáveis da atividade económica global que permitem isolar as alterações de políticas monetárias exógenas. As restantes variáveis dizem respeito à atividade económica de cada país, em que se considera g_{y_t} e π_t como sendo as variáveis *target* de política monetária e r_t como uma *proxy* para o instrumento de política monetária dos Bancos Centrais.

No entanto, tendo em conta o processo de transmissão da política monetária, tam-bém as variáveis s_t , g_{x_t} e e_t são incluídas, assumindo os seguintes pressupostos:

Pressuposto 1: As decisões de política monetária, por intermédio da relação com a taxa de juro do mercado monetário interbancário, afetam diretamente o preço dos títulos no mercado secundário, pelo que globalmente esse mercado reage às alterações de política monetária. Assim, recorre-se à variável s_t como uma *proxy* para o mecanismo de transmissão de política monetária à volatilidade cíclica.

Pressuposto 2: O mercado de bens e serviços ajusta-se por intermédio do comércio externo e afeta contemporaneamente a dinâmica da taxa de câmbio nos casos em que o regime cambial é flutuante. Nesta lógica, recorre-se às variáveis g_{x_t} e e_t como *proxies* para o mecanismo de transmissão de política monetária à volatilidade cíclica.

Restrições e Condições de identificação

Tendo em mente o objetivo desta investigação, os choques de política monetária no modelo SVAR são definidos de forma ortogonal, de modo a isolar os seus efeitos quer na taxa de crescimento média quer na volatilidade da atividade económica, permitindo, assim, analisar a relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico.

- **Restrições de exogeneidade**

Para descrever o sistema VAR na forma reduzida, o vetor z'_t definido em (3.16) é

divido em dois blocos:

$$z'_t = [z_{1,t}, z_{2,t}], \quad (3.17)$$

onde $z_{1,t}$ representa o bloco da atividade económica mundial e $z_{2,t}$ o bloco referente a cada país. O modelo VAR apresentado em (3.13) pode ser representado da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{1,t} \\ z_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \end{bmatrix}, \quad (3.18)$$

onde $A_{11}(L)$ e $A_{12}(L)$ contêm os coeficientes que representam a economia mundial, enquanto que $A_{21}(L)$ e $A_{22}(L)$ contêm os coeficientes que representam cada país. As restrições de exogeneidade sobre a economia mundial são introduzidas no modelo SVAR considerando-se $A_{12}(L) = 0$, ou seja, excluindo-se do modelo a interação entre as variáveis associadas à economia de um determinado país e as variáveis da economia mundial.

- **Restrições sobre a estrutura contemporânea**

A inclusão de restrições sobre os parâmetros estruturais contemporâneos na matriz (B_0), conforme se evidencia no Apêndice A.1, tem por base a relação $\varepsilon_t = B_0 e_t$, seguindo-se, neste trabalho, a linha de pensamento utilizado noutros trabalhos empíricos (e.g., Christiano *et al.*, 1999; Kim e Roubini, 2000; Dungey e Pagan, 2000; e Raghavan *et al.*, 2012).

Para a identificação de choques de política monetária, inicialmente segue-se a abordagem proposta por Sims (1980), em que a matriz contemporânea assume a estrutura triangular inferior com a imposição de $K(K-1)/2$ restrições, de modo a estabelecer condições de identificação exata. Esta abordagem conjuga-se com a apresentada por Christiano *et al.*, (1999), dado que a identificação de choques de política monetária no modelo SVAR requer restrições de curto prazo adequadas. Assim, no modelo SVAR definido em (3.10), são adicionadas restrições na matriz contemporânea (B_0), seguindo a estrutura apresentada nos estudos acima referidos. O pressuposto associado a esta estrutura tem por base a estrutura recursiva que se baseia nas relações sucessivas entre as variáveis e implica que os choques de política monetária são ortogonais ao conjunto de informações da autoridade monetária. Tem por base a noção

de que as variáveis económicas são ordenadas de forma recursiva em bloco, em que primeiro as variáveis *target* de política, g_{y_t} e π_t , são determinadas, seguidas pela variável *proxy* para o instrumento de política monetária, r_t .

Neste estudo, considera-se que a autoridade responsável pela condução da política monetária em cada país, ou região económica,⁶ segue uma regra *feedback* em reação a novas informações que põem em causa os seus objetivos de política monetária. Essas informações provêm da economia mundial, dadas pela alteração do preço do petróleo e reserva oficial mundial, caracterizada como um bloco exógeno. No sistema, considera-se que a variável o_t é contemporaneamente exógena, pelo que não é afetada pelas outras variáveis do sistema e é incluída como um indicador de pressão inflacionária mundial, enquanto que a variável g_{or_t} é afetada contemporaneamente pela o_t e dá informações acerca da influência de políticas monetárias mundiais.

No bloco correspondente a cada país, primeiro seguem as variáveis *target* (g_{y_t} e π_t), que se considera não serem contemporaneamente afetadas pelas outras variáveis. Contudo, g_{y_t} é contemporaneamente afetada por o_t , enquanto que π_t é afetada tanto por o_t como por g_{y_t} .⁷ Segue-se a variável *proxy* para o instrumento de política monetária, r_t . Na estrutura recursiva, a equação que representa o comportamento da taxa de juro de curto prazo é assumida como sendo a regra *feedback* das autoridades monetárias em cada país ou região económica, pelo que o Banco Central a utiliza em reação aos choques da atividade económica mundial. Por outro lado, as variáveis *target* que são contemporaneamente afetadas pela atividade económica mundial também afetam contemporaneamente a taxa juro de curto prazo, interação justificada pela reação do Banco Central em defesa dos seus objetivos de política macroeconómica.

Por fim, as outras variáveis do sistema são afetadas recursivamente em cada um dos cenários, conforme se mostra nas matrizes em Apêndice A.1. Considera-se que, contemporaneamente, o preço das ações é afetado recursivamente apenas pela variável r_t , dado que tendo por base a equação fundamental de avaliação de ativos, alterações nas taxas de juros de mercado apresentam um impacto imediato no preço das ações. Seguidamente, para o comportamento do mercado externo, considera-se que as exportações não são afetadas contemporaneamente pelas reservas oficiais

⁶No caso dos países pertencentes às regiões monetárias, cujo a condução da política monetária cabe a uma entidade supranacional e independente (e.g., países pertencentes à zona do euro, em que o BCE é o responsável pela condução da política monetária), considera-se que esta é aquela que usa os instrumentos de política para fazer face aos choques exógenos. No entanto, essa resposta afeta a taxa de juro de curto prazo de cada país, o que justifica o pressuposto aqui considerado.

⁷Assume-se esta identificação, partindo do pressuposto que as empresas, embora não reagindo no mesmo instante aos choques do petróleo, reagem nos períodos seguintes, pelo que tal terá implicações na definição dos preços.

mundiais, enquanto que para os países cujo o regime cambial é classificado *de facto* como fixo, considera-se que a taxa de câmbio é completamente exógena, dependendo apenas da sua própria dinâmica.

3. Choques de política orçamental como fonte de volatilidade cíclica

Para além da análise da relação entre a volatilidade cíclica (via choques de política monetária) e o crescimento económico, também se consideram choques de política orçamental como fonte da volatilidade cíclica. Na mesma linha, continua a considerar-se que cada um dos países é individualmente pequeno em comparação com a economia global, pelo que se assume que as inovações estocásticas resultantes da atividade económica global tendem a influenciar os governos no uso de instrumentos de gestão de política macroeconómica. A especificação do modelo SVAR tem como *input* algumas das variáveis endógenas apresentadas na tabela 3.1, tendo a sua modelização por base o seguinte vetor:

$$z_t' = [o_t, g_{or_t}, g_{g_t}, g_{y_t}, \pi_t, r_t, s_t, g_{x_t}, e_t, v_t], \quad (3.19)$$

onde a inclusão e a ordenação das variáveis endógenas seguem a lógica apresentada no trabalho de Perotti (2004), embora com ligeiras diferenças. Apesar do autor citado não considerar o_t e g_{or_t} , neste estudo assume-se como pressuposto que a economia mundial é afetada por alterações do preço do petróleo mundial e por constituições de reservas oficiais mundiais junto do Fundo Monetário Internacional. Assim, face a choques nessas variáveis, toma-se como pressuposto que os governos nacionais de cada país recorrem aos seus instrumentos de política económica (g_{g_t}) para gerir a conjuntura macroeconómica.

Considera-se que os preços nominais são rígidos e, devido a existência de inércia nominal, os choques de política orçamental, via g_{g_t} , afetam diretamente g_{y_t} e π_t . A seguir, o Banco Central forma expectativas sobre o ajustamento da taxa de inflação, justificando-se, dadas as suas preferências, a inclusão da *proxy* r_t no vetor 3.19.

Na mesma linha do cenário de choque de política monetária, também neste cenário se levam em consideração os canais de transmissão dos choques estruturais, pelo que se assumem os mesmos pressupostos. Assim, justifica-se a inclusão das variáveis s_t , g_{x_t} e e_t , representativas dos canais de transmissão de choques de políticas macroeconómicas à volatilidade cíclica.

Restrições e Condições de identificação

Os choques de política orçamental no modelo SVAR são definidos de forma ortogonal, permitindo, assim, analisar de forma isolada o seu impacto na relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico.

- **Restrições de exogeneidade**

Para descrever o sistema VAR na forma reduzida, o vetor z_t definido em (3.19) é dividido em dois blocos, conforme exposto em (3.17) e representado em (3.18). No bloco referente a cada país, dado pelo vetor $[z_{2,t}]'$, incluem-se as seguintes variáveis $[g_{g_t}, g_{y_t}, \pi_t, r_t, s_t, x_t, e_t, v_t]$. Assim, mantendo a lógica anterior, as restrições de exogeneidade à economia mundial são colocadas no sistema do modelo SVAR considerando-se $A_{12}(L) = 0$.

- **Restrições sobre a estrutura contemporânea**

Na identificação de choques de política orçamental, para além de assumir $A_{12}(L) = 0$, restrições adicionais são necessárias no sistema SVAR de modo a estabelecer condições de identificação exatas. No âmbito da identificação de choques de política fiscal, muitos estudos (e.g., De Castro, 2003) recorrem à decomposição de Cholesky. No entanto, neste trabalho, seguindo a linha de estrutura adotada em alguns estudos relacionados com os efeitos macroeconómicos de política fiscal (e.g., Perotti, 2004; Aarle *et al.*, 2003; De Castro, 2003 e Afonso e Sousa, 2012b), recorre-se à decomposição estrutural para a identificação da matriz contemporânea, com a inclusão de $K(K - 1)/2$ restrições, de modo a estabelecer condições de identificação exata, conforme se evidencia no Apêndice A.2. Ainda assim, o pressuposto central associado à referida estrutura tem por base uma estrutura recursiva, que descreve as relações sucessivas entre variáveis e implica que os choques de política orçamental são ortogonais ao conjunto de informações da autoridade responsável pela condução de política orçamental.

A ordenação das variáveis segue a sequência apresentada acima nos pressupostos, em que as variáveis o_t e g_{or_t} são contemporaneamente exógenas, pelo que não são afetadas pelas outras variáveis do sistema, com exceção de g_{or_t} , que é contemporaneamente afetada por o_t . Essas variáveis dão informações aos outros agentes económicos sobre a dinâmica económica mundial, pelo que se assume que os governos nacionais reagem em função da conjuntura mundial, utilizando os seus instrumentos de política económica para manter a flutuação do produto em torno dos seus

objetivos. Por fim, as outras variáveis do sistema, são afetadas recursivamente em cada um dos cenários, conforme se mostra nas matrizes em Apêndice A.2, tendo por base a relação $\varepsilon_t = B_0 e_t$. Na mesma linha abordada no Apêndice A.1, também o preço das ações é afetado recursivamente apenas pela variável r_t . As exportações não são afetadas contemporaneamente pelas reservas oficiais mundiais, enquanto que para os países cujo o regime cambial é classificado *de facto* como fixo, considera-se que a taxa de câmbio é completamente exógena, dependendo apenas da sua própria dinâmica.

4. Análise empírica

Este ponto tem como intuito efetuar uma aplicação empírica às 32 economias pertencentes à amostra com recurso ao *software* econométrico EViews 8, onde inicialmente foi feita a análise exploratório dos dados e de quebras de estrutura, com principal enfoque nos dados referentes à taxa de crescimento do PIB real (g_{y_t}), a partir da qual se estimaram as principais variáveis explicativas.

Seguidamente, procedeu-se à análise *cross-section* bivariada e multivariada, conduzida para os diferentes países, entre economias avançadas e emergentes e em desenvolvimento, onde se capta essencialmente a relação de longo prazo entre a volatilidade e persistência, por um lado, e o crescimento económico por outro.

Por fim, procedeu-se à análise *time series* na perspetiva do modelo SVAR, conduzida para os mesmos países individualmente. O objetivo prende-se essencialmente com a captação do efeito cíclico de curto/médio prazo na relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico, considerando como origem da volatilidade cíclica os choques de política monetária, por um lado, e os de política orçamental, por outro.

4.1. Análise exploratória dos dados e de quebras de estrutura

Numa primeira análise aos dados, foi efetuado uma representação do comportamento dinâmico da g_{y_t} para todos os 32 países que constituem a amostra, de modo a evidenciar as suas características cíclicas, bem como a aparência de possíveis quebras de estruturas.

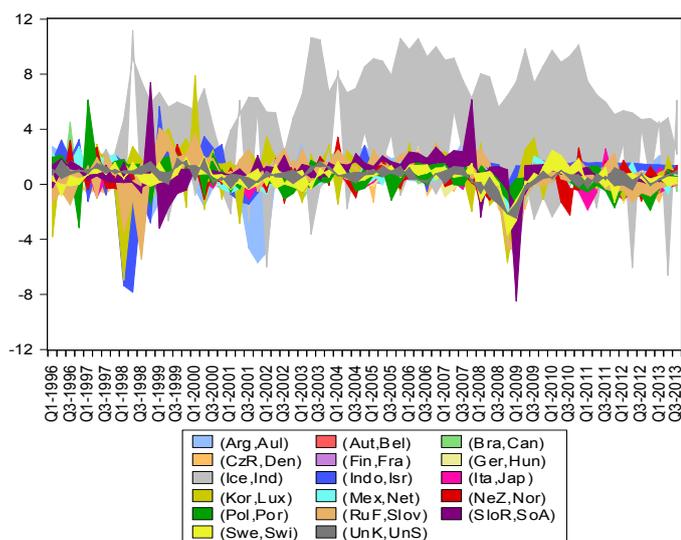


Figura 4.1.: Comportamento dinâmico de g_{y_t} para os 32 países da amostra.

Através da Figura 4.1, claramente se percebe que o comportamento macroeconómico exposto vai ao encontro de alguns dos factos típicos sobre o crescimento económico. Alguns países apresentam taxas de crescimento económico superiores, com variações substancialmente díspares e não são constantes ao longo do tempo. Nesta lógica, observa-se que para o horizonte temporal em análise, há fracos indícios de quebras de estruturas; no entanto, o horizonte temporal dos dados em análise coincide com alguns dos principais eventos macroeconómicos dos anos mais recentes (e.g., a crise financeira de 1997 do Sudeste Asiático ou então a mais recente crise financeira mundial, onde, no início de 2008, se observa uma queda bastante significativa dos valores de taxa de crescimento do PIB real, abrangendo uma grande proporção da amostra), pelo que se justifica uma análise prévia de quebras de estrutura.

Análise de estacionaridade e de quebras de estrutura

Feito a primeira análise superficial, seguidamente foi feito a descrição estatística da taxa de crescimento do PIB real (g_{y_t}), a partir da qual se estimou a medida de volatilidade cíclica (v_t) e de persistência cíclica (p_i), apresentadas na Tabela B.2 em anexo. No entanto, é de referir que antes de proceder com as suas estimações, fez-se a análise de estacionaridade pelo teste de Dickey e Fuller (1981), apenas com constante e seguidamente com tendência e constante.

Em concreto, procedeu-se, para o vetor $w'_{2,t} = [o_t, g_{or_t}, g_{g_t}, g_{y_t}, \pi_t, r_t, s_t, g_{x_t}, e_t, v_t]$ empregue na análise em *time series*, com a análise de estacionaridade pela estatística

do teste ADF (Augmented Dickey-Fuller) e de quebras de estrutura pelo teste de Bai e Perron (2003), que se processou em quatro fases. Nos casos em que a estatística do teste ADF não permitiu rejeitar a hipótese de *Unit Root*, procedeu-se com a análise de *Unit Root* com quebra de estrutura pelo teste de Zivot e Andrews (1992).¹

Fase 1: Com a análise gráfica, verificou-se se a série de cada uma das variáveis apresenta alguma tendência. Nos casos de evidência, procedeu-se com a estimação da variável em causa em função da constante e da tendência, pelo método OLS, considerando sempre a opção HAC (Newey-West) para a matriz de covariância. Através do *p-value*, analisou-se a hipótese de significância estatística do termo de tendência na explicação da variável dependente, em que, conforme se apresenta na primeira coluna das tabelas em anexo (referentes ao teste de *Unit Root*), para *, ** e *** se rejeita a hipótese de que a tendência não é estatisticamente significativa ao nível de 10%, 5% e 1%, respetivamente. Posto isto, para as variáveis endógenas pertencentes ao modelo SVAR, na análise da *Unit Root*, *Multiple Breakpoints* e *Unit Root* com quebra de estrutura, considerou-se a análise com tendência e constante ou apenas com constante nos casos em que a tendência não é estatisticamente significativa.

Fase 2: Nesta fase, procedeu-se com o teste ADF para analisar a ordem de integração de cada uma das variáveis, tendo o número ótimo de *lags* sido selecionado automaticamente pelo método SIC. A análise de significância tem como hipóteses: H_0 : *Unit root (non-stationary time series)*, contra a alternativa H_1 : *No unit root (stationary time series)*, onde para ** e *** se rejeita a hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 5%, com valor crítico de -2.904 (-3.475), e 1%, com valor crítico de -3.527 (-4.095), para os casos em que o teste foi feito com constante (tendência e constante), respetivamente.

Fase 3: Seguidamente, seguiu-se Bai e Perron (2003) com a análise da estabilidade estrutural pelo teste *Multiple Breakpoints* dado pelo EViews 8, primeiro, pelo método *Global L breaks vs. none*, onde, para um máximo de 5 quebras, o teste apresenta as quebras estatisticamente significativas ao nível de 5%. Posto isto, apenas na evidência de pelo menos uma quebra de estrutura estatisticamente significativa a 5%, se passou para a segunda fase do teste *Multiple Breakpoints* pelo método *Sequential L+1 breaks vs. L*, onde, de facto, se confirma ou não a existência de quebras de estruturas válidas do ponto de vista de significância estatística para um intervalo de confiança de 95%. Perante a evidência de quebras de estrutura, tal como indica Perron (1989), não se aceita a não rejeição da hipótese H_0 , dado que a estatística

¹Perron (1989) argumenta que a não rejeição da hipótese de *Unit Root* pela estatística do teste de Dickey-Fuller pode não refletir a presença de *Unit Root*, uma vez que a série pode ser uma tendência estacionária na presença de quebra de estrutura.

do teste ADF não leva em consideração a existência de quebras de estrutura.

Fase 4: Por fim, recorreu-se ao teste de Zivot e Andrews (1992) com constante ou tendência e constante para a análise de estacionaridade, tendo como hipóteses: H_0 : *Unit root with a structural break (non-stationary time series)*, contra a alternativa H_1 : *No unit root with a structural break (stationary time series)*. No entanto, é de referir que nos casos em que a estatística do teste ADF rejeita a hipótese H_0 , mas existe quebra de estrutura e a estatística do teste Zivot-Andrews não permite rejeitar a hipótese H_0 , a quebra de estrutura não é incluída no modelo, pelo que se aceita a estacionaridade dada pela estatística do teste ADF.

Como se observa na Tabela B.3, o resultado do teste ADF prévio à estimação da volatilidade e persistência confirma a rejeição da hipótese H_0 , quer na análise em nível quer em primeiras diferenças, o que evidencia que a série da taxa de crescimento do PIB real segue um processo estacionário para todos os 32 países. Posto isto, seguidamente, procedeu-se com a estimação do modelo da variância condicional (3.2) referente à medida de volatilidade cíclica.

Testes de diagnóstico aos resíduos

Antes de gerar a variância condicional, foram realizados os testes padrões de diagnóstico aos resíduos, como: (i) $\text{Cor}(\mu_t, \mu_{t-1})$; (ii) Efeito ARCH; e (iii) Normalidade.

A análise da correlação dos resíduos estandardizados associados ao modelo GARCH (1,1), tal como indica Enders (2010), realizou-se por intermédio do cálculo da FAC e FACP para cada país. Para um desfasamento máximo de 28, analisaram-se as seguintes hipóteses: H_0 : $\text{Cor}(\mu_t, \mu_{t-1}) = 0$, contra a alternativa H_1 : $\text{Cor}(\mu_t, \mu_{t-1}) \neq 0$, pela estatística de Ljung-Box (Q-Stat), em relação ao valor crítico da distribuição assintótica de $\chi_{28}^2(5\%) = 41.34$, bem como via *p-value*, em relação ao nível de significância de 5%.² A análise de significância estatística apresentada na Tabela B.3 em anexo permite, tanto pela estatística Q como via *p-value*, aceitar a hipótese nula com 95% de confiança, pelo que se conclui que até um número máximo de 28 desfasamentos, para todo os países, os resíduos estandardizados não são correlacionados.

Seguidamente, na mesma linha indicada pelo autor acima citado, procedeu-se com o diagnóstico a respeito da presença do efeito ARCH, onde se analisam as seguintes hipóteses: H_0 : *No ARCH errors*, contra a alternativa H_1 : *ARCH errors*. Tem por intermédio o teste LM, em relação ao valor crítico da distribuição assintótica de

²Aceita-se a hipótese H_0 para valores de Q-St menores ou iguais ao valor crítico de $\chi_{28}^2(5\%) = 41.34$, e o mesmo para valores de *p-value* superiores ao valor crítico de 5%.

$\chi_{28}^2(5\%) = 3.840$, e o respetivo *p-value*, em relação ao nível de significância de 5%.³ Como se verifica na Tabela B.3, para todos os países, o valor do *p-value* é bastante superior aos níveis normais de significância estatística, pelo que não se pode rejeitar a hipótese H_0 . Assim, concluiu-se que, para os países em questão, não há presença do efeito ARCH nos resíduos ao quadrado, ou seja, são homoscedásticos.

Por fim, analisou-se a questão da normalidade dos resíduos da equação da variância condicional. Recorreu-se ao teste Jarque-Bera, dado pelo EViews 8, tendo como hipóteses H_0 : *Residual are normally distributed*, contra a alternativa H_1 : *Residual are not normally distributed*, a partir das *skewness* e *kurtosis* de valores 0 e 3, respetivamente, bem como via *p-value*, em relação ao nível de significância de 5%. Pelos valores apresentados na Tabela B.3, verificam-se casos em que os valores para *skewness* e *kurtosis* evidenciam claramente a não normalidade dos resíduos. Pela análise do *p-value*, constata-se que para o Canadá, Coreia, República Eslovaca, Suécia, Suíça, Brasil, Indonésia e Federação Russa se rejeita a hipótese de distribuição normal.

Contudo, tendo em conta que o objeto desta análise empírica não se prende com a análise do modelo GARCH(1,1) de per se, podemos afirmar que a sua especificação permitiu estimar corretamente a medida de volatilidade cíclica. Pois, conforme referido no ponto 3.2.1, a sua correta especificação e estimação requer necessariamente que a variância condicional seja positiva, tal como é dado pelos valores médios na Tabela B.2 em anexo.

Correlação entre as variáveis explicativas

A primeira sub-figura na Figura 4.2 ilustra a relação linear entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico para os 32 países em questão. A estimação da persistência cíclica teve por base a equação 3.3, dada a partir da estimativa da j^{th} autocorrelação da g_{yt} . Tendo em conta essa variável de interesse, a segunda sub-figura na Figura 4.2 ilustra a relação linear entre a persistência cíclica e o crescimento económico para os mesmos 32 países.

³Aceita-se a hipótese H_0 para valores de LM-St menores ou iguais ao valor crítico de $\chi_1^2(5\%) = 3.84$, e o mesmo para valores de *p-value* superiores ao valor crítico de 5%.

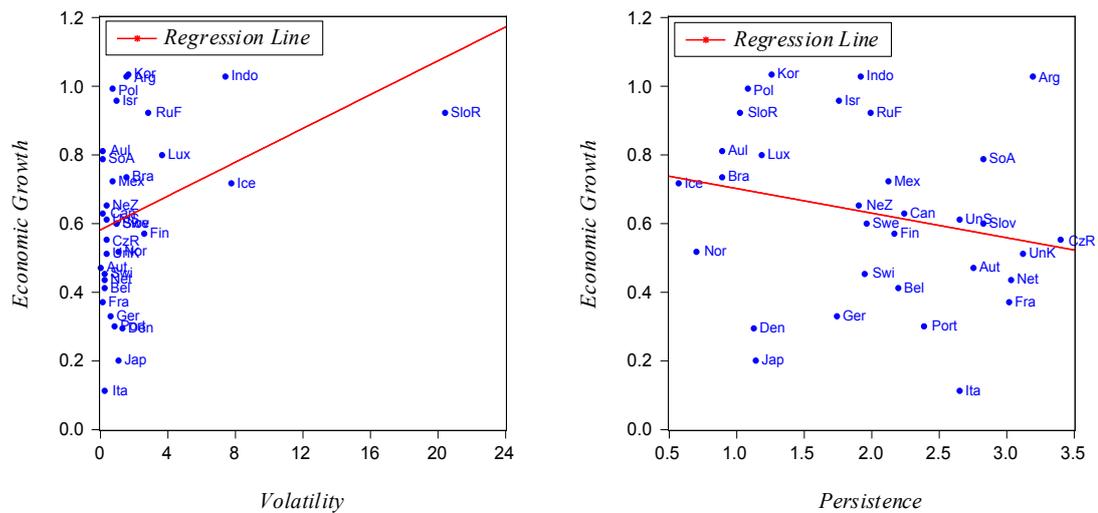


Figura 4.2.: Correlação entre componentes cíclicas e crescimento económico (Q_1 de 1996 a Q_3 de 2013)

A linha de regressão presente em cada uma das sub-figuras na Figura 4.2 permite fazer uma análise prévia sobre a relação bivariada entre as duas componentes cíclicas e o crescimento económico. Como se verifica, a linha de regressão da relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico evidencia uma relação positiva, enquanto que, pelo contrário, entre a persistência cíclica e o crescimento económico se observa uma relação negativa. No entanto, a análise empírica detalhada sobre a questão de investigação em causa é feita nos pontos seguintes.

Procedeu-se, antes das estimações econométricas na perspetiva *cross-section*, à análise da correlação entre as variáveis explicativas, primeiro dadas pelos valores médios para o período entre Q_1 de 1996 a Q_3 de 2013 e, seguidamente, pelos valores médios referentes aos quatro primeiros trimestres iniciais. Essa análise prévia, por um lado, permite evidenciar o grau de correlação entre as variáveis explicativas, onde tanto na Tabela 4.1 como na Tabela 4.2 se constata que os coeficientes não são tão elevados ao ponto de indiciar problemas de colinearidade. Por outro, o sinal da relação com a variável dependente é relevante no que tange à interpretação dos resultados da estimação *cross-section*.

Em ambos os casos, a evidência mostra que existe uma correlação negativa entre as duas principais variáveis explicativas (\bar{v}_i e p_i) e que são estatisticamente significativas a 5% e 10%, respetivamente. Com as restantes variáveis explicativas, em ambos os casos retratados (nas Tabelas 4.1 e na 4.2), verifica-se que existe uma correlação positiva com a volatilidade cíclica, exceto entre esta e a taxa de gastos públicos

finais, em que a correlação é negativa no primeiro caso. Já a persistência cíclica, em ambos os casos, apresenta uma correlação negativa com todas as restantes variáveis explicativas, embora não estatisticamente significativa.

Tabela 4.1.: Correlação entre as variáveis explicativas, dadas pelos valores médios para o período entre Q_1 de 1996 a Q_3 de 2013

Variáveis	\bar{v}_i	p_i	$\bar{\pi}_i$	\bar{i}_i	\overline{xm}_i	\bar{g}_i
\bar{v}_i	1					
	—					
p_i	-0.372505**	1				
	[0.0358]	—				
$\bar{\pi}_i$	0.259349	-0.003910	1			
	[0.1517]	[0.9831]	—			
\bar{i}_i	0.257341	-0.151374	-0.045732	1		
	[0.1551]	[0.4082]	[0.8037]	—		
\overline{xm}_i	0.274318	-0.054511	-0.161101	0.102638	1	
	[0.1287]	[0.7670]	[0.3784]	[0.5762]	—	
\bar{g}_i	-0.089148	-0.002660	-0.354081**	-0.394528**	0.135710	1
	[0.6275]	[0.9885]	[0.0468]	[0.0254]	[0.4589]	—

Nota: Os valores entre [] dizem respeito à probabilidade associada ao teste bilateral que tem como hipótese nula as correlações entre as variáveis serem estatisticamente não significativas, onde ** diz respeito à sua rejeição ao nível de significância estatística de 5%.

Tabela 4.2.: Correlação entre as variáveis explicativas, dadas pelos valores médios dos quatros primeiros trimestres iniciais

Variáveis	\bar{v}_i	p_i	$\bar{\pi}_i$	\bar{i}_i	$\bar{x}m_i$	\bar{g}_i
\bar{v}_i	1	–	–	–	–	–
p_i	-0.300505* [0.0947]	1	–	–	–	–
$\bar{\pi}_i$	0.044404 [0.8093]	-0.048841 [0.7907]	1	–	–	–
\bar{i}_i	0.317132* [0.0770]	-0.116573 [0.5252]	-0.107568 [0.5579]	1	–	–
$\bar{x}m_i$	0.169482 [0.3538]	-0.069285 [0.7063]	-0.181014 [0.3215]	-0.011058 [0.9521]	1	–
\bar{g}_i	0.009811 [0.9575]	-0.003920 [0.9830]	-0.050546 [0.7835]	-0.302167* [0.0928]	0.149090 [0.4154]	1

Nota: Os valores entre [] dizem respeito à probabilidade associada ao teste bilateral que tem como hipótese nula as correlações entre as variáveis serem estatisticamente não significativas, onde * diz respeito à sua rejeição ao nível de significância estatística de 10%.

4.2. Análise *cross-section* bivariada e multivariada

Após a análise exploratória dos dados, a análise empírica neste ponto prende-se com a apresentação da evidência do ponto de vista da análise *cross-section* conduzida para os 32 países.

Os modelos apresentados na Secção 3.2.2.1 são lineares, pelo que foi empregue o método OLS, com a opção HAC (Newey-West) para a matriz covariância, dado que se trata de um estimador adequado. No entanto, é de referir que, para o estudo da relação (e o respetivo sinal) entre a componente cíclica e o crescimento económico por esta via, se requer inicialmente a análise de alguns indicadores econométricos, como R^2 e \bar{R}^2 (R^2 ajustado), Prob(F-Stat) e os critérios AIC e SIC, bem como a aferição da veracidade da inferência estatística. Para tal, em cada um dos casos, recorreu-se aos testes de diagnóstico das perturbações, com destaque para a verificação da premissa de homocedasticidade. Assim, tal como indica Vogelpang (2005), utilizou-se o teste White, sob a hipótese H_0 : a variância do termo aleatório é homocedástico, contra a alternativa H_1 : a variância do termo aleatório é heteroscedástico. A análise processa-se tendo em conta os valores de Prob. $\chi^2_{(q)}$ (com q dado automaticamente pelo EViews 8) associados à estatística LM, onde, perante a aceitação da hipótese

nula, a variância do termo aleatório é homocedástico e o estimador OLS é centrado, eficiente e consistente.

Na mesma linha, recorreu-se ao teste Ramsey RESET, sob a hipótese H_0 : forma funcional correta, contra a alternativa H_1 : forma funcional incorreta. Pelos *p-values* associados à estatística F, analisa-se a especificação da forma funcional para cada modelo, de modo a ter indícios a respeito da omissão de variáveis explicativas relevantes, que podem pôr em causa a consistência, dado a correlação entre o erro da regressão e as variáveis explicativas.

A análise empírica inicial teve por base os dois primeiros modelos bivariados, já padrões na literatura empírica, e o terceiro modelo multivariado proposto que engloba a interação entre as duas variáveis explicativas até então analisadas separadamente. O resultado da primeira estimação seccional bivariada e multivariada encontra-se na Tabela 4.2, onde, para cada variável explicativa, se apresenta a estimativa para o coeficiente, bem como o *p-value* associado.

Constata-se que R^2 e \bar{R}^2 apresentam valores baixos mas aceitáveis, embora, pela estatística F, apenas se aceite a significância global a 5% e 10%, para os modelos 3.4 e 3.6, respetivamente. Pelo teste White, confirma-se a aceitação da hipótese H_0 , pelo que a variância do termo aleatório é homoscedástico e o estimador OLS é centrado, eficiente e consistente. Já do ponto de vista de especificação, pelo teste RESET, os *p-values* associados à estatística F permitiram aceitar a hipótese nula para os dois modelos bivariados, enquanto que, para o modelo multivariado proposto, rejeita-se a 10% a hipótese de que a forma funcional está correta.

Como se evidencia pela análise seccional, tanto na perspectiva bivariada como multivariada, existe uma relação positiva e estatisticamente significativa a 1% entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico (modelos 3.4 e 3.6). Pelo contrário, evidencia-se uma relação negativa entre persistência cíclica e o crescimento económico (modelos 3.5 e 3.6). No entanto, do ponto de vista de significância estatística, o *p-value* associado à variável p_i confirma a sua aceitação no modelo bivariado, enquanto que conduz à sua não aceitação no modelo multivariado, dado que é bastante superior em comparação aos valores de significância aceitáveis. Este resultado sugere que o impacto negativo da persistência cíclica no crescimento económico evidenciado pela equação 3.5 ocorre devido ao canal de transmissão via volatilidade cíclica, a qual apresenta uma correlação negativa (de 37.25%) com a persistência cíclica, conforme apresentado na Tabela 4.1.

Tabela 4.3.: Resultados da estimação *cross-section* bivariada e multivariado e de testes de diagnóstico aos resíduos

Variável	Variável Dependente ($g\bar{y}_i$)		
	Modelos		
Independente	(3.4)	(3.5)	(3.6)
a	0.58172 [0.0000]***	0.77334 [0.0000]***	0.65275 [0.0000]***
\bar{v}_i	0.02460 [0.0015]***	–	0.02199 [0.0091]***
p_i	–	-0.07158 [0.0838]*	-0.03299 [0.4722]
R^2	0.137923	0.052621	0.147550
\bar{R}^2	0.109187	0.021042	0.088760
Prob(F-Stat)	0.036370**	0.206611	0.098788*
AIC	0.049710	0.144065	0.100981
SIC	0.141319	0.235673	0.238394
Testes	LM-Stat [Prob. $\chi^2_{(1-1-2)}$]		
White	0.302732 [0.5822]	0.215875 [0.6422]	0.827748 [0.6611]
	F-Stat [Prob]		
RESET	2.684051 [0.1122]	0.023108 [0.8802]	3.056801 [0.0914]*

Nota: Os valores dados entre [] correspondem ao *p-value* e *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Após a análise inicial, a cada uma das regressões econométricas foram adicionadas as variáveis *dummies* $d_{1,i}$ e $d_{2,i}$, que interagem com cada uma das principais variáveis explicativas, conforme se apresenta na Tabela 4.2. Pelos indicadores R^2 e \bar{R}^2 , são notáveis as melhorias face às estimações anteriores, principalmente para os modelos (3.8) e (3.9). Na mesma linha, verifica-se que todos os modelos são aceites do ponto de vista de significância global, embora no modelo (3.7) não se aceite a hipótese nula dada pelo teste RESET. Contudo, o teste White continua a mostrar que o estimador OLS é cêntrico, eficiente e consistente, pelo que a inferência estatística é válida.

Tabela 4.4.: Resultados da estimação *cross-section* com *dummies* e de testes de diagnóstico aos resíduos

Variável	Variável Dependente ($g\bar{y}_i$)		
	Modelos		
Independente	(3.7)	(3.8)	(3.9)
a	0.56132 [0.0000]***	0.77029 [0.0000]***	0.66335 [0.0000]***
\bar{v}_i	0.08619 [0.0001]***	–	0.03372 [0.0009]***
p_i	–	0.05608 [0.2660]	0.07414 [0.2377]
$d_{1v,i}$	-0.06794 [0.0007]***	–	-0.01638 [0.2955]
$d_{1p,i}$	–	-0.16104 [0.0000]***	0.00014 [0.9910]
$d_{2v,i}$	0.00041 [0.9792]	–	-0.13881 [0.0000]***
$d_{2p,i}$	–	-0.00155 [0.9514]	-0.01036 [0.6708]
R^2	0.274096	0.379334	0.451455
\bar{R}^2	0.196321	0.312834	0.319805
Prob(F-Stat)	0.027699**	0.003536***	0.013105**
AIC	0.002784	-0.153841	-0.089865
SIC	0.186001	0.029376	0.230764
Testes	LM-Stat [Prob. $\chi^2_{(3-3-6)}$]		
White	1.247227 [0.7417]	4.056398 [0.2554]	6.166564 [0.4048]
	F-Stat [Prob]		
RESET	4.678881 [0.0396]**	0.100154 [0.7541]	0.746021 [0.3963]

Nota: Os valores dados entre [] correspondem ao *p-value* e *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O resultado no que diz respeito à relação (e o respetivo sinal) entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico, dado pela equação 3.7, mantém-se positivo e estatisticamente significativo a 1% para ambos os grupos / regiões. A *dummy* referente aos grupos / regiões apresenta um impacto negativo para as economias avançadas face às emergentes e em desenvolvimento, mas sem qualquer instabilidade no sinal da relação.

Já a relação entre a persistência cíclica e o crescimento económico, dada pela equação 3.8, deixa de ser negativa e passa a ser positiva para as economias emergentes e em desenvolvimento, independentemente do regime cambial em vigor, enquanto que, para as avançadas, as *dummies* (tanto a geográfica, como refere aos regimes cambiais) apresentam um impacto negativo na relação entre a persistência cíclica e

o crescimento económico, conjuntamente ditando que a relação continue a ser negativa. No entanto, do ponto de vista de significância estatística, não é aceitável, dado que apenas a *dummy* geográfica é estatisticamente significativa.

Quando se considera a relação conjunta dada pela equação 3.9, a relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico é positiva e estatisticamente significativa a 1% para ambos os grupos / regiões quando associados aos outros regimes cambiais. Mas, essa relação passa a ser negativa para ambos os grupos / regiões quando associados ao regime cambial fixo, dado que a *dummy* cambial apresenta um impacto bastante negativo na relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico (só por si ditando que a relação seja negativa). Pelo contrário, já a relação entre a persistência cíclica e o crescimento económico passa a ser positiva (mas não significativa) para ambos os grupos / regiões, embora a *dummy* cambial também apresente um impacto negativo nessa relação para as economias avançadas face às emergentes e em desenvolvimento, mas sem provocar qualquer instabilidade no sinal da relação.

Seguidamente, tal como na maioria dos estudos empíricos citados na revisão de literatura, uma análise mais completa foi conduzida para cada umas das regressões econométricas (3.7, 3.8 e 3.9) com a inclusão do vetor das variáveis de controlo $w'_{1,i} = [\bar{\pi}_i, \bar{v}_i, \bar{xm}_i, \bar{g}_i]$. Conforme se conclui pela observação da Tabela 4.2, os modelos são largamente melhores em comparação com os anteriores na presença de *dummies* e de variáveis de controlo. Apresentam valores de R^2 e \bar{R}^2 bastante significativos e o teste RESET passa a confirmar a correta especificação para todos os modelos. Na mesma linha, pelo teste White, verifica-se a robustez do estimador OLS, que demonstra, tal como nas análises anteriores, ser cêntrico, consistente e eficiente.

Apesar da grande mais-valia com a inclusão das variáveis de controlo, do ponto de vista de significância estatística, verifica-se a não aceitação, principalmente, para as últimas duas (\bar{xm}_i e \bar{g}_i). No que se refere ao sinal da relação com o crescimento económico, é positivo para todas as variáveis de controlo (com exceção de \bar{g}_i no modelo 3.7), indo ao encontro da evidência teórica.

Tabela 4.5.: Resultados da estimação *cross-section* com *dummies* e variáveis de controlo e de testes de diagnóstico aos resíduos

Variável	Variável Dependente ($g_{\bar{y}_i}$)		
	Modelos		
Independente	(3.7)	(3.8)	(3.9)
a	0.140548 [0.8042]	-0.399478 [0.4869]	-0.392013 [0.5579]
\bar{v}_i	0.011987 [0.5344]	–	0.012694 [0.3360]
p_i	–	0.112563 [0.0285]**	0.126758 [0.0221]**
$d_{1v,i}$	0.006160 [0.7887]	–	-0.002522 [0.9202]
$d_{1p,i}$	–	-0.175999 [0.0003]***	-0.178391 [0.0005]***
$d_{2v,i}$	-0.009982 [0.5107]	–	-0.004688 [0.6936]
$d_{2p,i}$	–	-0.038135 [0.1619]	-0.038122 [0.1805]
$\bar{\pi}_i$	0.032956 [0.0104]**	0.013936 [0.0355]**	0.010236 [0.1655]
\bar{i}_i	2.061888 [0.1732]	3.718878 [0.0087]***	3.583913 [0.0373]**
\overline{xm}_i	0.045446 [0.6022]	0.122265 [0.1100]	0.113675 [0.2296]
\bar{g}_i	-0.660534 [0.5995]	0.883297 [0.4829]	0.885725 [0.5628]
R^2	0.470330	0.612459	0.619059
\bar{R}^2	0.315843	0.499427	0.437659
Prob(F-Stat)	0.019351**	0.000801***	0.008540***
AIC	-0.062379	-0.374813	-0.204490
SIC	0.304055	-0.008380	0.299357
Testes		LM-Stat [Prob. $\chi^2_{(7-7-10)}$]	
White	3.081062 [0.8774]	4.471693 [0.7241]	6.327659 [0.7870]
		F-Stat [Prob]	
RESET	2.153694 [0.1558]	1.209710 [0.2828]	0.583447 [0.4539]

Nota: Os valores dados entre [] correspondem ao *p-value* e *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Do ponto de vista da relação entre as componentes cíclicas e o crescimento económico, verifica-se que tanto na relação dada pela equação 3.7 como pela 3.9, na Tabela 4.2, o sinal da relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico evidencia claramente uma relação positiva para ambos os grupos / regiões e independentemente do regime cambial. Contrariamente ao evidenciado acima, em que a *dummy* cambial apresenta um impacto bastante negativo na relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico, onde por si só dita, assim, que a relação seja negativa, com a inclusão das variáveis de controlo, esse impacto negativo não

apresenta qualquer instabilidade no sinal da relação. No entanto, é de referir que apesar da melhoria de vários indicadores econométricos, a volatilidade passa a ser estatisticamente não significativa nos dois modelos.

No que se refere à relação entre a persistência cíclica e o crescimento económico (incluindo o impacto dado pelas *dummies*) dada pela equação 3.8, verifica-se que o sinal se mantém, verificando-se uma relação positiva para os países emergentes e em desenvolvimento, independentemente do regime cambial em vigor, enquanto que para as economias avançadas a relação continua a ser negativa aparentemente impulsionada pelo mecanismo de transmissão via volatilidade cíclica, que apresenta uma correlação negativa com a persistência cíclica. Do ponto de vista de significância estatística, constata-se melhorias significativas, dado que a relação entre a persistência cíclica e o crescimento económico é aceitável a 5%. Já a *dummy* referente aos regimes cambiais, tal como no resultado apresentado na tabela anterior, não é significativa. Essa evidência mantém-se no cenário da relação conjunta dado pela equação 3.9, tanto no que se refere ao sinal como ao nível da significância estatística. Para além do coeficiente da relação ser bastante superior em relação ao evidenciado na tabela anterior, passa a ser significativa a 5% e na mesma linha que a *dummy* geográfica que é significativa a 1%.

Conforme referido anteriormente, constante-se que na presença de variáveis de controlo, a *dummy* cambial (associada à volatilidade cíclica é unicamente estatisticamente significativa a 1% no modelo que engloba a interação entre a volatilidade e persistência cíclica sem as variáveis de controlo) não revela qualquer importância do ponto de vista de significância estatística na explicação da relação em análise. Assim, estimaram-se novamente as equações anteriores, mas apenas com a *dummy* geográfica e as variáveis de controlo, conforme se apresenta na Tabela 4.2.

O resultado expresso na Tabela 4.2 continua a demonstrar que o estimador empregue é centrado, consistente e eficiente, enquanto que o teste RESET demonstra a correta especificação da forma funcional para todos os modelos. Regista-se uma melhoria nos valores do \bar{R}^2 (exceto no modelo 3.8, que é ligeiramente inferior) dos modelos, bem como nos critérios AIC e SIC.

Sem os regimes cambiais, os modelos evidenciam claramente a robustez da relação positiva entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico, passando a *dummy* geográfica a captar o efeito negativo, mas sem qualquer impacto em termos de estabilidade global do sinal. De resto, continua a não haver significância estatística da volatilidade, com a regressão a mostrar alguma fragilidade em relação aos resultados iniciais.

Tabela 4.6.: Resultados da estimação *cross-section* apenas com *dummy* geográfico e variáveis de controlo e de testes de diagnóstico aos resíduos

Variável	Variável Dependente ($g_{\bar{y}_i}$)		
	Modelos		
Independente	(3.7)	(3.8)	(3.9)
a	0.119082 [0.8336]	-0.254075 [0.6193]	-0.245139 [0.6787]
\bar{v}_i	0.012279 [0.5160]	–	0.011425 [0.4297]
p_i	–	0.078298 [0.0066]***	0.087026 [0.0017]***
$d_{1v,i}$	-0.002977 [0.8758]	–	-0.006236 [0.7151]
$d_{1p,i}$	–	-0.160500 [0.0008]***	-0.161137 [0.0013]***
$\bar{\pi}_i$	0.032894 [0.0100]**	0.015694 [0.0266]**	0.012562 [0.1388]
\bar{i}_i	2.104903 [0.1637]	3.423615 [0.0101]**	3.303320 [0.0379]**
\overline{xm}_i	0.038801 [0.6298]	0.087743 [0.1884]	0.077290 [0.3553]
\bar{g}_i	-0.552192 [0.6612]	0.655445 [0.5825]	0.690597 [0.6256]
R^2	0.467755	0.593644	0.598666
\bar{R}^2	0.340016	0.496119	0.459072
Prob(F-Stat)	0.009542***	0.000493***	0.002840***
AIC	-0.120030	-0.389905	-0.277340
SIC	0.200600	-0.069275	0.134898
Testes	LM-Stat [Prob. $\chi^2_{(6-6-8)}$]		
White	2.390347 [0.8805]	4.385710 [0.6246]	5.149430 [0.7415]
	F-Stat [Prob]		
RESET	2.427366 [0.1323]	2.640107 [0.1173]	2.045590 [0.1667]

Nota: Os valores dados entre [] correspondem ao *p-value* e *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Já a relação entre a persistência cíclica e o crescimento económico passa ser significativa a 1%, continuando, de resto, a evidenciar o mesmo resultado que anteriormente, isto é, positivo para as economias emergentes e em desenvolvimento e negativo para as economias avançadas. Na mesma linha, esse resultado é impulsionado pelo efeito bastante negativo dado pela *dummy*, que mais uma vez parece dever-se ao canal de volatilidade. As variáveis de controlo continuam a apresentar a mesma performance, no que toca o sinal da relação e a significância estatística.

Dado que, na presença de variáveis de controlo, a variável *dummy* geográfica associada à volatilidade cíclica não é significativa em nenhum dos modelos, considerou-se a hipótese de estimação na ausência dessa *dummy*, de modo a focar a análise apenas

na relação para a amostra como um todo, bem como explorar a não robustez da significância da variável \bar{v}_i , conforme se apresenta na Tabela 4.2.

Tabela 4.7.: Resultados da estimação *cross-section* apenas com *dummy* geográfico associado à persistência cíclica e variáveis de controlo e de testes de diagnóstico aos resíduos

Variável	Variável Dependente ($g\bar{y}_i$)		
	Independente	Modelos	
	(3.7)	(3.8) [†]	(3.9)
a	0.127582 [0.8127]	-0.254075 [0.6193]	-0.226442 [0.6808]
\bar{v}_i	0.009427 [0.0907]*	–	0.005457 [0.4022]
p_i	–	0.078298 [0.0066]***	0.086789 [0.0014]***
$d_{1p,i}$	–	-0.160500 [0.0008]***	-0.160782 [0.0008]***
$\bar{\pi}_i$	0.033466 [0.0073]***	0.015694 [0.0266]**	0.013803 [0.0651]*
\bar{i}_i	2.092319 [0.1557]	3.423615 [0.0101]**	3.274274 [0.0310]**
\overline{xm}_i	0.038223 [0.6284]	0.087743 [0.1884]	0.076004 [0.3449]
\bar{g}_i	-0.584988 [0.5944]	0.655445 [0.5825]	0.619212 [0.6142]
R^2	0.467637	0.593644	0.598150
\bar{R}^2	0.365259	0.496119	0.480943
Prob(F-Stat)	0.004020***	0.000493***	0.001175***
AIC	-0.182308	-0.389905	-0.338554
SIC	0.092517	-0.069275	0.027880
Testes		LM-Stat [Prob. $\chi^2_{(5-6-7)}$]	
White	2.034345 [0.8444]	4.385710 [0.6246]	5.034436 [0.6558]
		F-Stat [Prob]	
RESET	1.862604 [0.1845]	2.640107 [0.1173]	1.959203 [0.1749]

Nota: Os valores dados entre [] correspondem ao *p-value* e *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respetivamente. [†] – a estimação apresentada corresponde a mesma levada a cabo na tabela anterior.

O resultado da estimação apresentada na Tabela 4.2 evidencia melhorias claras em comparação com a estimação levada a cabo na tabela anterior, tanto pelos valores do \bar{R}^2 como pelos critérios AIC e SIC. Por um lado, é notável a persistência da ausência de heteroscedasticidade e a indicação de correta especificação da forma funcional para todos os modelos. Por outro, verifica-se a robustez no sinal da relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico, que é claramente positivo em ambos os modelos (3.7 e 3.8). Finalmente, recupera-se a significância estatística no

primeiro modelo, embora apenas ao nível de significância de 10%.

A relação entre a persistência cíclica e o crescimento económico continua a apresentar a mesma performance, evidenciando uma relação positiva e estatisticamente significativa a 1% para as economias emergentes e em desenvolvimento e, uma relação negativa e estatisticamente significativa a 1% para as economias avançadas.

Com este resultado, pode-se afirmar que a não robustez no que tange à significância estatística da variável \bar{v}_i nas estimações anteriores se deve, em parte, à inclusão da variável *dummy* cambial, dado que com a sua exclusão se recuperou a significância a 10%. Na mesma linha, suspeita-se que, apesar da clara mais-valia das variáveis de controlo, essa perda de significância estatística poderá estar relacionada com a não significância das últimas duas variáveis (\overline{xm}_i e \bar{g}_i), dado que em todos os casos acima apresentados, apresentaram *p-values* bastantes superiores aos níveis de significância aceitável.

Assim, de modo a finalizar a análise sobre a instabilidade da significância estatística em torno da variável \bar{v}_i , procedeu-se à estimação levada a cabo na tabela anterior, mas apenas com a taxa de inflação ($\bar{\pi}_i$) e a taxa de investimento privado (\bar{i}_i) como variáveis de controlo.

O resultado apresentado na Tabela 4.2 confirma a suposição levantada acima, onde, conforme se observa pelos valores do \bar{R}^2 como pelos critérios AIC e SIC, a nova estimação é melhor para as equações 3.7 e 3.9 e a variável \bar{v}_i passa a ser estatisticamente significativa a 1% em ambos os modelos.

Em relação à equação 3.7, é preferível o resultado dado na tabela anterior devido à perda de significância estatística da variável p_i . Contudo, no modelo proposto que engloba a interação conjunta, constata-se que tal como na análise anterior, aquela é estatisticamente significativa a 5%, pelo que se justifica essa última análise na ausência da variável \overline{xm}_i e \bar{g}_i .

Tabela 4.8.: Resultados da estimação *cross-section* apenas com *dummy* geográfico associado à persistência cíclica e variáveis de controlo ($\bar{\pi}_i$ e \bar{i}_i) e de testes de diagnóstico aos resíduos

Variável	Variável Dependente ($g_{\bar{y}_i}$)		
	Independente	Modelos	
	(3.7)	(3.8)	(3.9)
a	-0.043331 [0.8448]	0.034101 [0.8197]	0.046347 [0.7890]
\bar{v}_i	0.010157 [0.0013]***	–	0.009305 [0.0047]***
p_i	–	0.044807 [0.1557]	0.064368 [0.0478]**
$d_{1p,i}$	–	-0.124762 [0.0000]***	-0.130638 [0.0000]***
$\bar{\pi}_i$	0.035097 [0.0001]***	0.016974 [0.0515]*	0.013527 [0.0727]*
\bar{i}_i	2.474564 [0.0175]**	3.020308 [0.0000]***	2.794425 [0.0008]***
R^2	0.456411	0.558902	0.573461
\bar{R}^2	0.398169	0.493554	0.491434
Prob(F-Stat)	0.000598***	0.000136***	0.000294***
AIC	-0.286440	-0.432866	-0.403931
SIC	-0.103223	-0.203845	-0.129105
Testes		LM-Stat [Prob. $\chi^2_{(3-4-5)}$]	
White	1.004324 [0.8002]	2.407887 [0.6612]	3.452405 [0.6306]
		F-Stat [Prob]	
RESET	2.597676 [0.1187]	0.495932 [0.4876]	0.156112 [0.6961]

Nota: Os valores dados entre [] correspondem ao *p-value* e *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Análise de eventual problema de simultaneidade

As estimações econométricas levadas a cabo até agora enquadram-se numa abordagem padrão na literatura empírica que analisa a relação (e o respetivo sinal) entre a componente cíclica e o crescimento de longo prazo na perspetiva *cross-section*. Contudo, alguns estudos (e.g., Afonso e Jalles, 2012a) têm levantado questões sobre a possibilidade de existência de um problema de simultaneidade, causador de endogeneidade das variáveis explicativas. Esta está, por sua vez, associada ao enviesamento dos resultados, motivando assim, nesses casos, o uso da metodologia de dados em painel, com recurso ao método GMM. Nesse sentido, neste estudo, para acautelar o eventual problema de simultaneidade, tal como, por exemplo, Caselli *et al.* (1996) e

Dinopoulos e Thompson (2000), procedeu-se às mesmas estimações levadas a cabo acima, mas agora com todas as variáveis explicativas medidas pelo valor médio correspondente aos quatros primeiros trimestres disponíveis (Q_1 de 1996 a Q_4 de 1996). A abordagem consiste em comparar os resultados desta estimação, no que ao sinal da relação, à convergência e aos indicadores econométricos diz respeito, com os das estimações apresentadas acima em que as variáveis foram medidas pelo valor médio correspondente ao período completo entre Q_1 de 1996 a Q_3 de 2013.

Constatou-se que estas estimações (com resultados nos Anexos B.5 a B.10) não apresentam diferenças significativas face aos resultados apresentados acima. Mantém-se as conclusões a favor de uma relação positiva entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico. Na mesma linha, a relação entre a persistência cíclica e o crescimento económico mantém-se positiva para as economias emergentes e em desenvolvimento e negativa para as economias avançadas, ditada pelo impacto bastante negativo da *dummy* geográfica associada à persistência cíclica. Por outro lado, os indicadores econométricos apresentam uma boa aproximação, demonstrando que, também neste caso, as variáveis explicativas medidas pelo valor médio inicial permitem explicar com muita eficiência a variável dependente.

Posto isto, pode-se afirmar que os resultados se mostram robustos a um eventual problema de simultaneidade, pelo que o estimador empregue também é cêntrico, eficiente e consistente.

Em suma, como resultado da análise empírica na perspectiva *cross-section*, a evidência mostra que, de um modo geral, para a amostra e o período em análise:

- (i) existe uma relação positiva e estatisticamente significativa a 1% entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico para ambos os grupos / regiões;
- (ii) existe uma relação negativa (positiva) e estatisticamente significativa a 5% entre a persistência cíclica e o crescimento económico para as economias avançadas (emergentes e em desenvolvimento);

4.3. Análise *time series* na perspectiva do modelo SVAR

Após o estudo da evidência empírica na perspectiva *cross-section* conduzida para os 32 países, neste ponto recorre-se a uma abordagem empírica diferente, para nos debruçarmos, em particular, sobre a relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico para cada um dos países e numa ótica dinâmica. Dada a ambiguidade

(empírica e teórica) quanto à natureza desta relação, muitos estudos na literatura foram dedicados a esta questão, motivo pelo qual as mais distintas razões são apontadas como estando na base dessa mesma ambiguidade, entre as quais, conforme supracitado, as fontes que causam a origem da volatilidade cíclica. Apesar da literatura teórica prever que a relação (e o respetivo sinal) entre essas duas componentes tende a ser ambígua, dependendo por exemplo, da origem dos choques de políticas macroeconómicas que causam a volatilidade cíclica, dos artigos empíricos pesquisados e analisados, constatou-se que não foi feita nenhuma análise a esta questão de investigação com recurso à abordagem aqui proposta.

Este exercício empírico tem como intuito, através do estudo das funções impulso-resposta, apresentar uma nova perspectiva de análise para a relação entre essas duas componentes, bem como constatar se de facto essa relação tende a ser ambígua, dependendo da origem dos choques de políticas macroeconómicas que causam a volatilidade cíclica, e comparar os resultados desta abordagem com os apresentados pela evidência *cross-section*. Para tal, recorre-se ao modelo SVAR, dado que se trata de um modelo com bastante aceitação no campo de análise macroeconómica (e.g., Kim e Roubini, 2000), permitindo assim refinar a análise empírica sobre a relação aqui estudada. Por outro lado, como uma grande mais-valia, permite incorporar choques de política monetária e orçamental como impulsos na propagação da volatilidade cíclica, constituindo assim um ponto de partida para uma análise alternativa sobre o papel de políticas de gestão da procura no crescimento económico.

Após a análise exploratória dos dados e de quebras de estrutura conduzidas no ponto anterior, das Tabelas em anexo (B.11 a B.20) constata-se que, pela estatística do teste ADF, se aceita a hipótese de estacionaridade para a maioria das variáveis para cada um dos países. Nalguns casos, verifica-se a existência de *Unit Root*, mas, ao analisar a estacionaridade na presença de quebras de estrutura, o teste de Zivot-Andrews permite aceitar essa possibilidade. Ainda assim, em alguns casos os dois testes confirmam a existência de *Unit Root*, pelo que, tendo em conta a teoria económica sobre a dinâmica das variáveis no longo prazo, apenas em alguns casos se recorreu às primeiras diferenças para garantir a estacionaridade. Por exemplo, para alguns países, ao se analisar a estacionaridade para r_t , π_t , r_t , g_{x_t} e v_t , o teste ADF e Zivot-Andrews confirmaram a existência de *Unit Root* e *Unit Root* com quebra de estrutura, respetivamente. Contudo, dado que a teoria económica prevê que, no longo prazo, estas variáveis são estacionárias e tendo como preocupação central a estabilidade do modelo VAR na forma reduzida e do modelo SVAR, entraram como variáveis endógenas em nível na estimação. Já para a variável s_t , a teoria económica prevê o contrário, pelo que, para todos os países, foi considerada em

primeiras diferenças. Por fim, para a variável e_t seguiu-se o resultado dado pelos testes, dado ao contexto institucional vigente em cada país.

Estimação das funções impulso-resposta dada pelo modelo SVAR

Tendo por base os cenários de choques de políticas macroeconômicas, a estimação das funções impulso-resposta iniciou-se com a determinação dos coeficientes do modelo 3.10, que se processou em duas fases:

Fase 1: Dado que o modelo em questão consiste num sistema de equações dinâmicas, inicialmente foi necessário definir o número ótimo de defasamentos para as variáveis endógenas, tendo como referência o número de defasamentos que permite minimizar o valor associado aos critérios⁴ considerados pelo EViews 8 e que garante a estabilidade do modelo. Pelo exercício feito, constatou-se que, para todos os países e para cada cenário, o defasamento ótimo dois é indicado pelo menos por um dos critérios. Posto isto, começou-se com a estimação do modelo VAR na forma reduzida para cada um dos países, tendo como *inputs* o vetor das variáveis endógenas e exógenas. De acordo com a análise exploratória dos dados e de quebras de estruturas, constatou-se que existe evidência que justifica a análise empírica na presença de tendência e de quebras de estruturas, pelo que, para cada um dos países, as variáveis endógenas foram estimadas com tendência (t) e *dummies* ($d_{3,t}$) referentes às quebras de estruturas, conforme se apresenta nas Tabelas B.21 e B.22 em anexo, para o cenário de choques de política monetária e orçamental, respetivamente.⁵

Fase 2: Nesta fase, procedeu-se à definição e identificação das matrizes dos parâmetros contemporâneos (B_0) no EViews 8, conforme dadas nos Apêndices A.1 e A.2 e, seguidamente à estimação do modelo SVAR pelo método de derivadas analíticas (*Method of Scoring*), que maximiza a função condicional de máxima verosimilhança tendo por base a estimativa dos parâmetros do modelo VAR obtida na primeira fase. É de referir que, para os países considerados na Tabela A.1 cujo o regime cambial *de*

⁴Nesta fase, seguiu-se o processo dado por *lag length criteria*, onde, para a especificação de 4 *lags* a incluir, se obteve o número de defasamentos ótimo a incluir no modelo VAR na forma reduzida, dado pelos critérios LR: *sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)*; FPE: *Final prediction error*; AIC: *Akaike information criterion*; SIC: *Schwarz information criterion*; HQ: *Hannan-Quinn information criterion*.

⁵Tal como nos estudos empíricos citados que envolvem o modelo SVAR, neste estudo não se recorre ao teste de cointegração por dois motivos: (i) para alguns países, todas as variáveis endógenas são estacionárias, pelo que não se justifica o teste de cointegração – ver Enders (2010), cap. 6; (ii) para os restantes países, o modelo SVAR incorpora variáveis que não são integradas da mesma ordem, logo não se aplica o teste de Cointegração – ver Enders (2010), cap. 6.

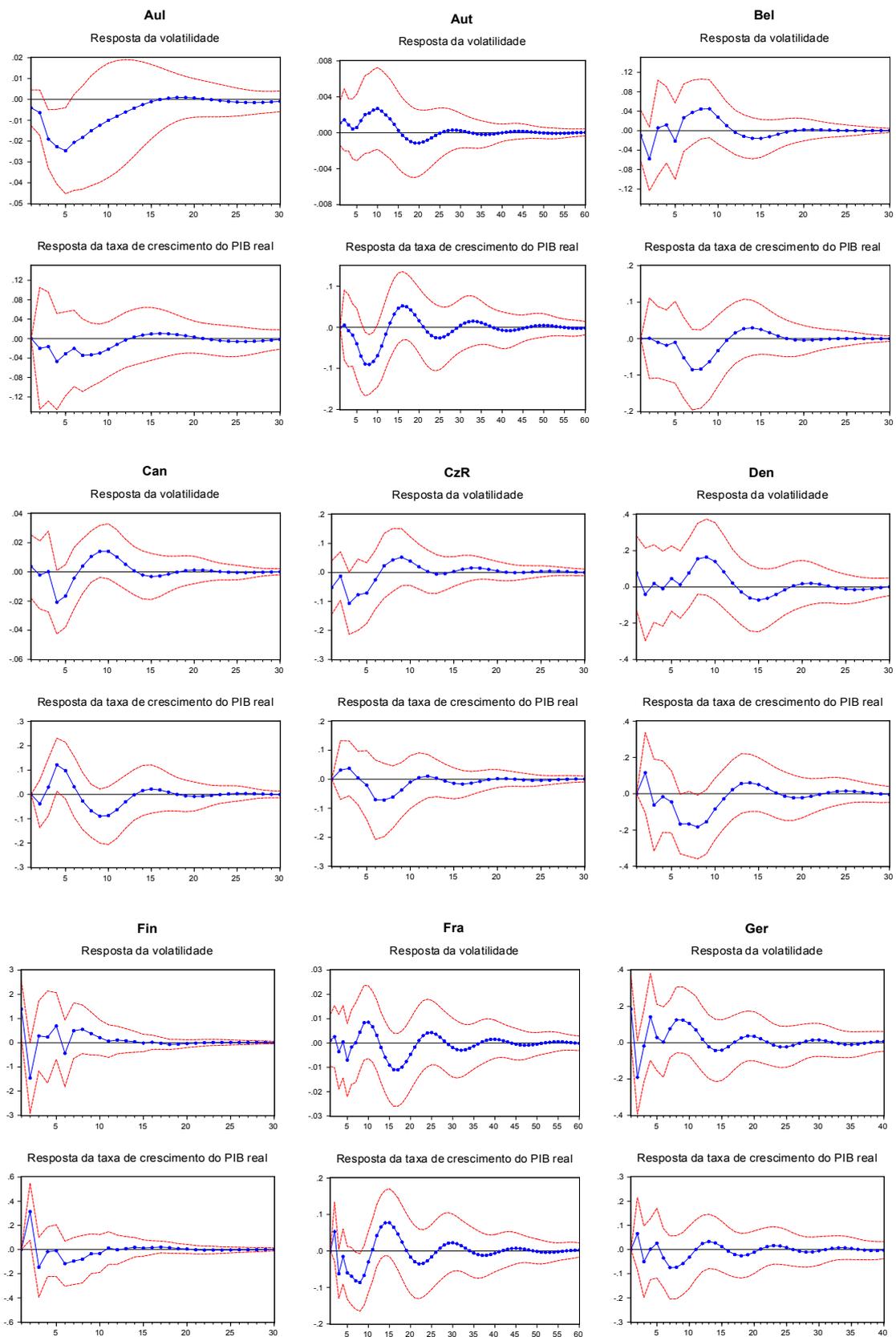
facto pode ser considerado como fixo, o modelo SVAR foi estimado tendo por base a estrutura da matriz dos parâmetros contemporâneos dada por A.2 e A.4, onde a variável taxa de câmbio nominal é completamente exógena em relação as outras variáveis, dependendo apenas da sua própria dinâmica.

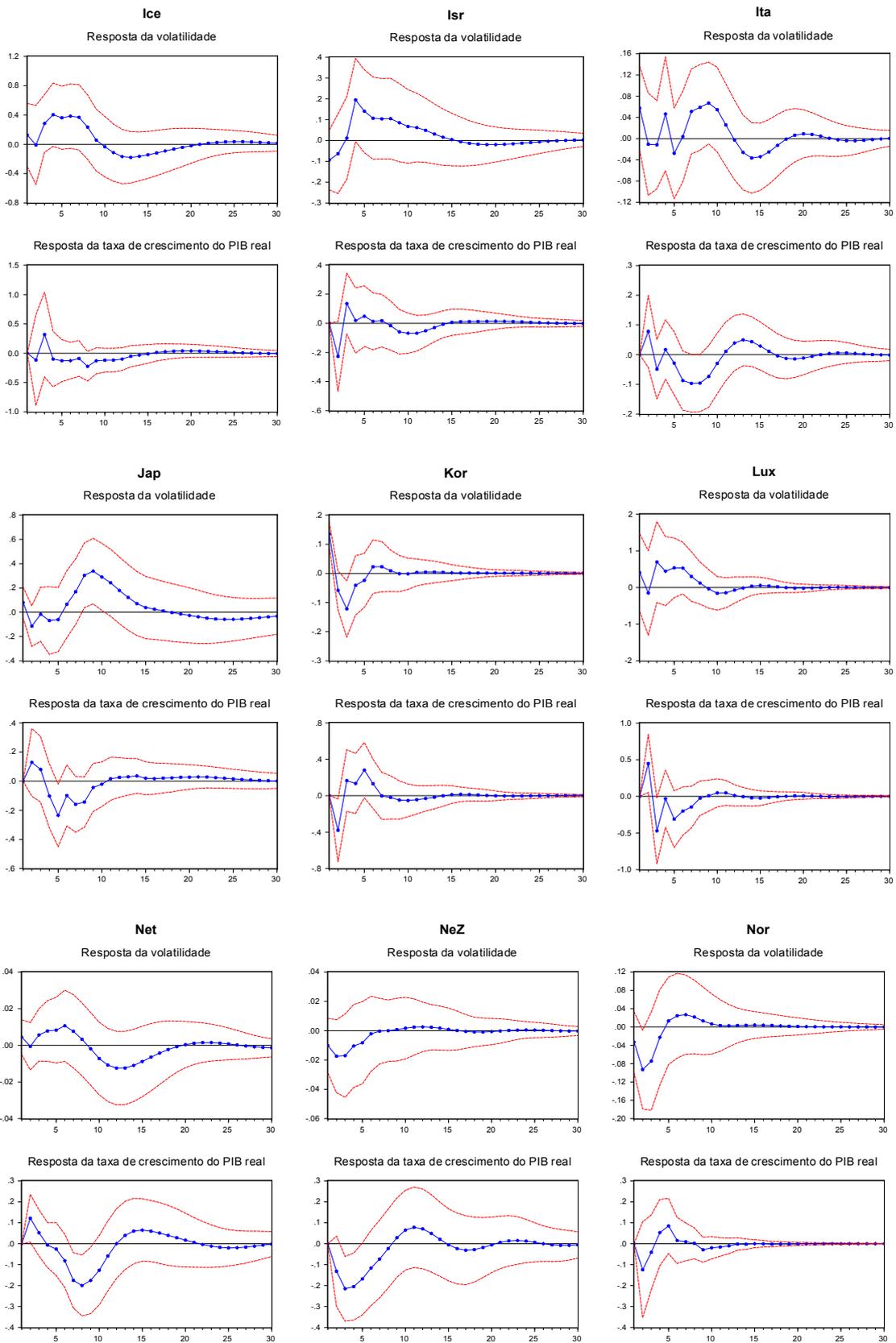
Tendo o modelo SVAR estimado para cada um dos países, e antes de gerar as funções impulso-resposta, procedeu-se ao teste de autocorrelação de 4^a ordem, sob as seguintes hipóteses: $H_0: \text{Cor}(\mu_t, \mu_{t-1}) = 0$, contra a alternativa $H_1: \text{Cor}(\mu_t, \mu_{t-1}) \neq 0$, conforme apresentado na Tabela B.⁶ Na mesma linha e com bastante relevância, é de referir que a atenção se centrou na análise da estabilidade do modelo SVAR, concluindo-se que, para todos os países, os módulos das raízes do polinómio característico pertencem ao círculo unitário, ou seja, que o modelo SVAR é estável, permitindo, assim, estimar as respetivas funções impulso-resposta.

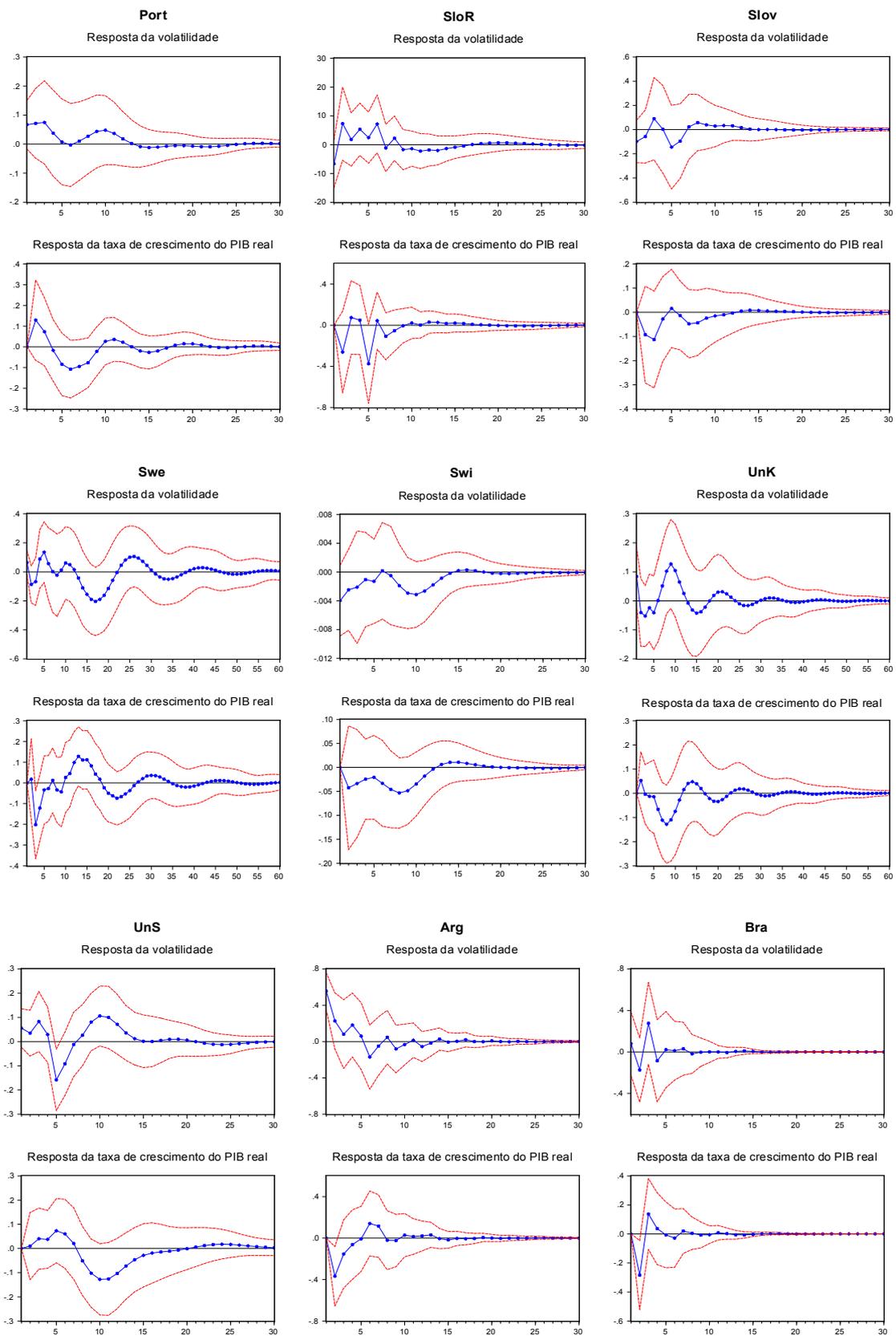
Choques de política monetária e orçamental

Tendo em conta o objetivo subjacente expresso, começou-se por estudar o comportamento dinâmico da volatilidade e da taxa de crescimento económico a partir de um choque de política monetária, conforme se evidencia pelas funções impulso-resposta na Figura 4.3. Assumiu-se um cenário de choques estruturais recursivos sobre a *proxy* taxa de juro de curto prazo, dado ser esta uma variável cujo andamento está delimitado pelas taxas diretoras dos Bancos Centrais e ser de regular uso na literatura que analisa as questões associadas aos choques de política monetária. Neste cenário, a sua transmissão à volatilidade cíclica tem como principal canal, para além da própria taxa de juro de curto prazo (devido ao desfasamento considerado no modelo), o preço das ações, a taxa de crescimento das exportações de bens e serviços e a taxa de câmbio.

⁶Ao analisar os resultados, verifica-se que, para alguns países, não é possível rejeitar a hipótese H_0 aos níveis de significância aceitáveis. Detetou-se que o problema facilmente se resolve ao acrescentar mais *lags* no sistema. Contudo, tendo em mente a necessidade de se garantir a estabilidade do modelo SVAR, mantiveram-se os dois *lags*, dado que para alguns países o modelo se tornava instável quando o maior número de *lags* era considerado.







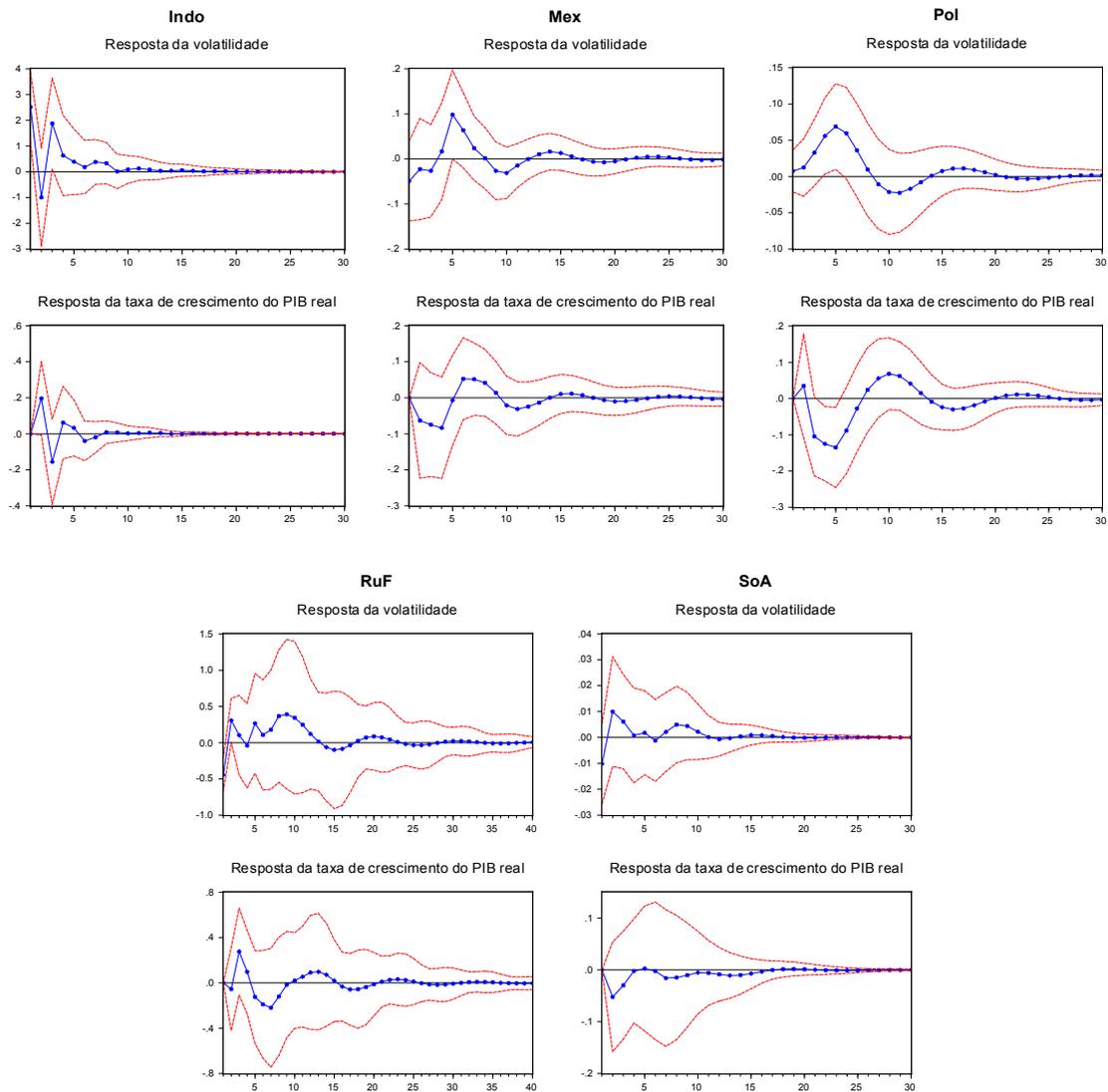
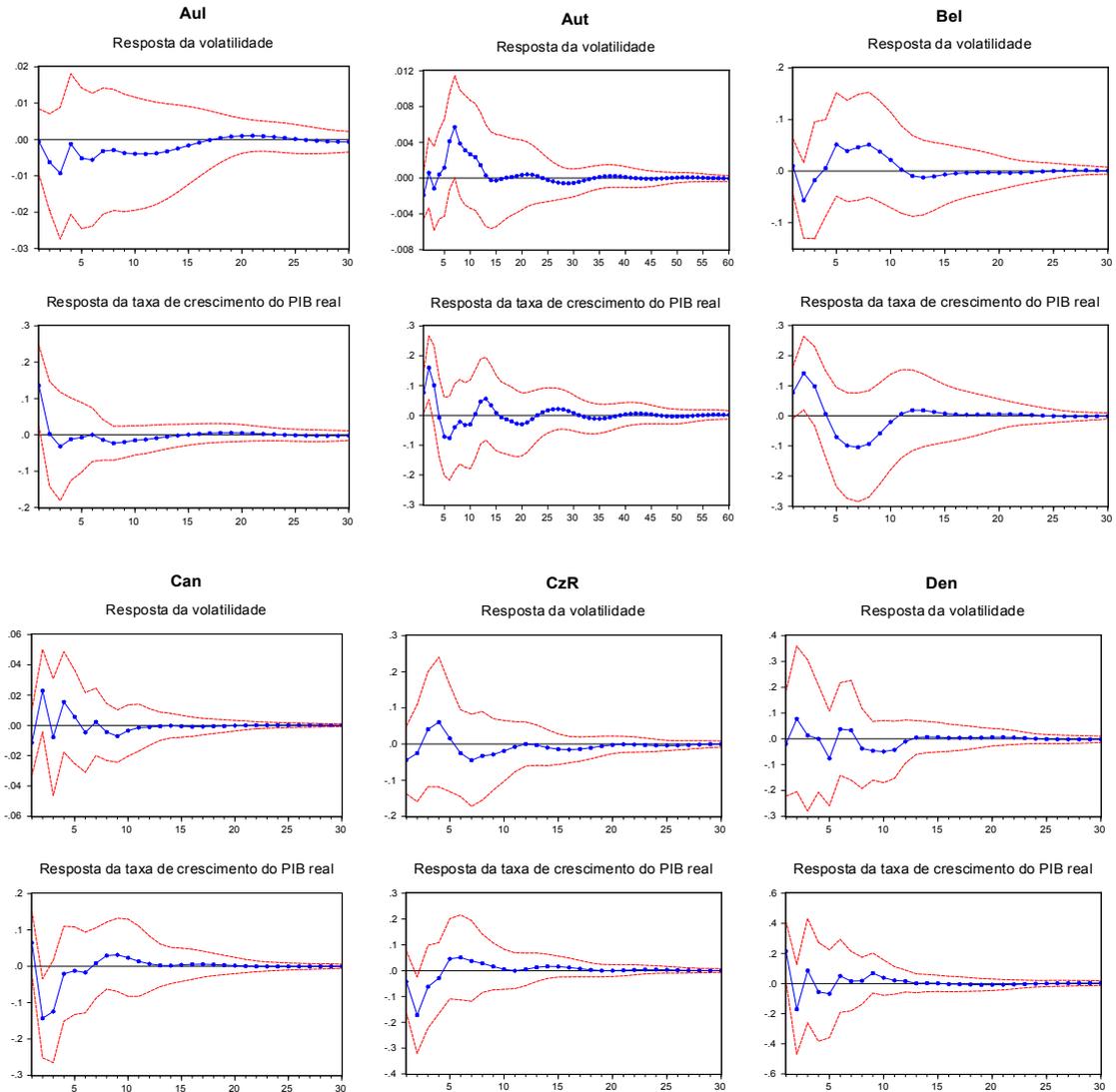
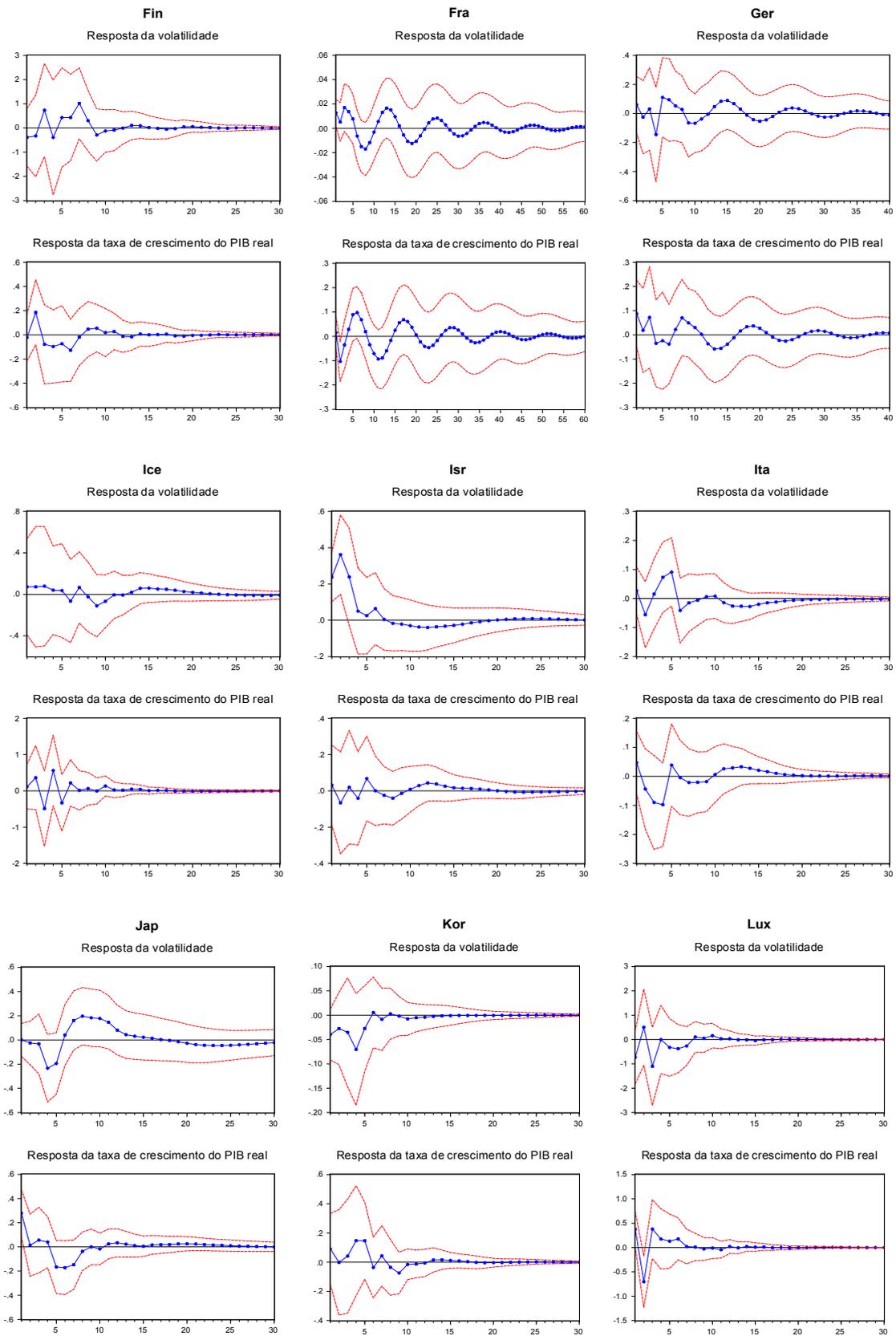


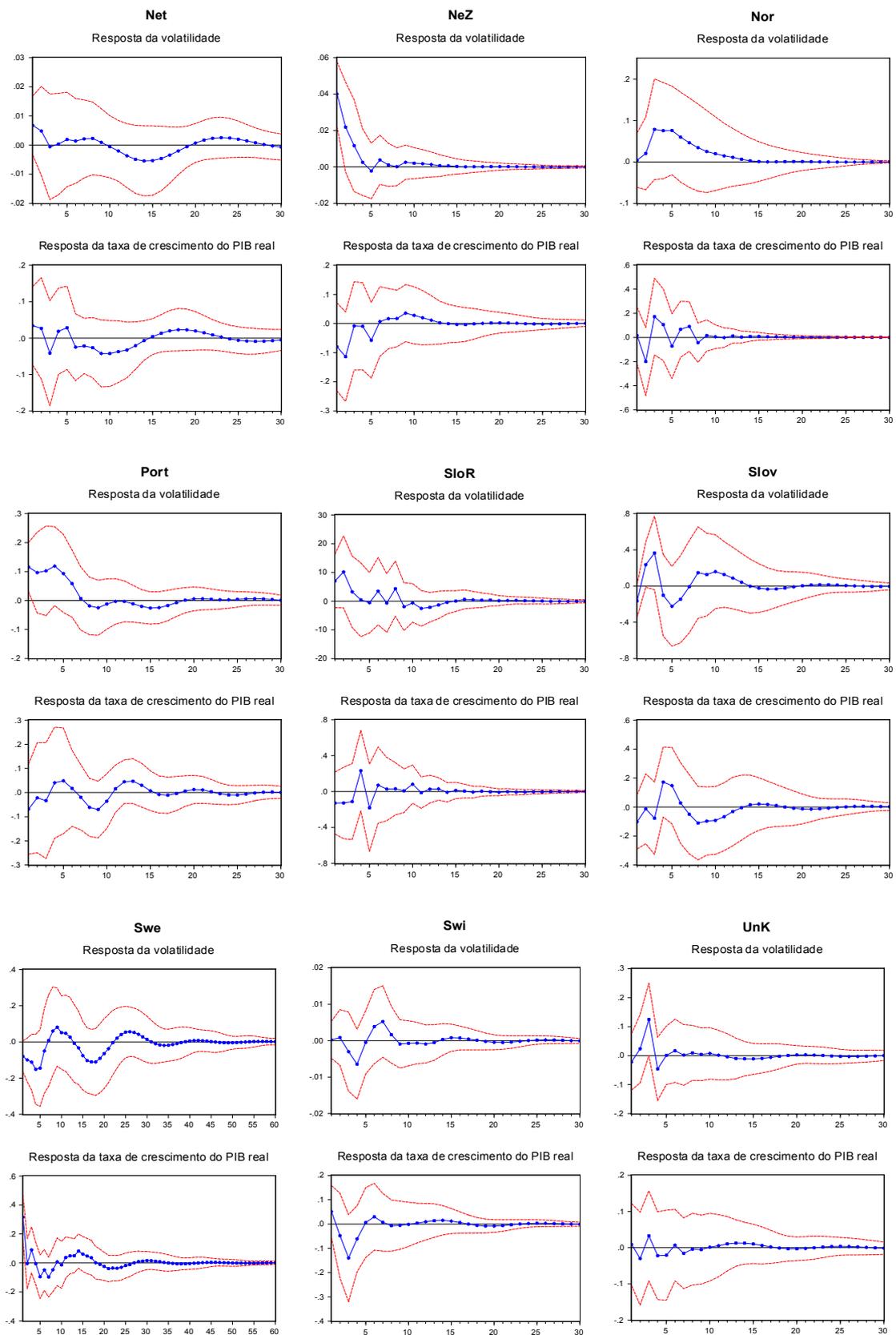
Figura 4.3.: Resposta da volatilidade cíclica (v_t) e da taxa de crescimento do PIB real (g_{y_t}) a um choque de política monetária (*Response to Structural One S.D. Innovations ± 2 S.E.*)

Seguidamente, na mesma linha empírica e de modo a poder avaliar a veracidade da ambiguidade anunciada pela literatura teórica, estudou-se o comportamento dinâmico da volatilidade e da taxa de crescimento económico, mas tendo como origem um choque de política orçamental, conforme evidenciado pelas funções impulso-resposta na Figura 4.4. Aqui, assumiu-se um cenário de choques estruturais recursivos sobre a taxa de crescimento dos gastos públicos finais, com a sua transmissão à volatilidade cíclica a processar-se por intermédio do efeito contemporâneo sobre a taxa de crescimento do PIB real, taxa de inflação e taxa de juro de curto prazo, sendo esta última considerada na literatura teórica como um importante canal de transmissão

dos choques de políticas macroeconómicas à economia real. Contudo, tal como no cenário anterior, ainda se considera o canal do preço das ações, da taxa de crescimento das exportações de bens e serviços e da taxa de câmbio, dado a sua relevância para a perceção da propagação dos choques de políticas macroeconómicas.







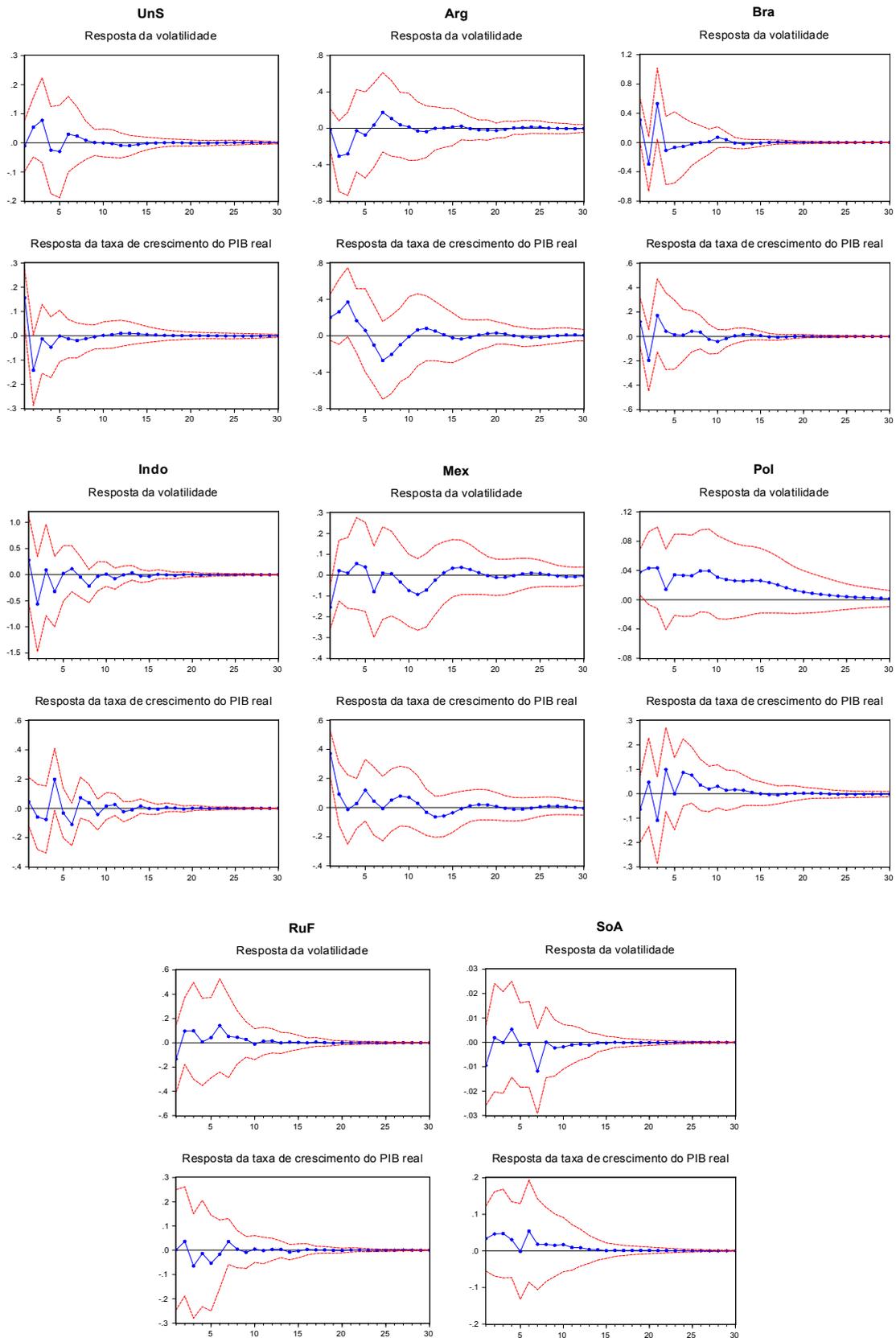


Figura 4.4.: Resposta da volatilidade cíclica (v_t) e da taxa de crescimento do PIB real (g_{y_t}) a um choque de política orçamental (*Response to Structural One S.D. Innovations ± 2 S.E.*)

Pela observação das Figuras 4.3 e 4.4, constata-se que, para todos os países, as trajetórias referentes à volatilidade cíclica e à taxa de crescimento do PIB real após os choques apresentam um processo de convergência dentro do limiar assintótico aceitável.

Para nos debruçarmos sobre a questão apresentada, efetuou-se uma análise da correlação entre a trajetória da volatilidade cíclica e da taxa de crescimento do PIB real para cada um dos países resultantes de um choque de política monetária, por um lado, e de política orçamental, por outro. Inicialmente, a análise foi conduzida apenas para os quatro primeiros trimestres após cada choque, de modo a captar a relação entre as duas variáveis numa perspectiva dinâmica a curto prazo. Para a apresentação dos resultados, recorreu-se ao *Scatter plot* conforme dado na Figura 4.5, onde, para além da evidência sobre a correlação entre as duas trajetórias apresentadas acima, se pode confirmar a relevância que os choques de políticas macroeconómicas apresentam na perceção da relação entre a componente cíclica e a tendência de crescimento económico.

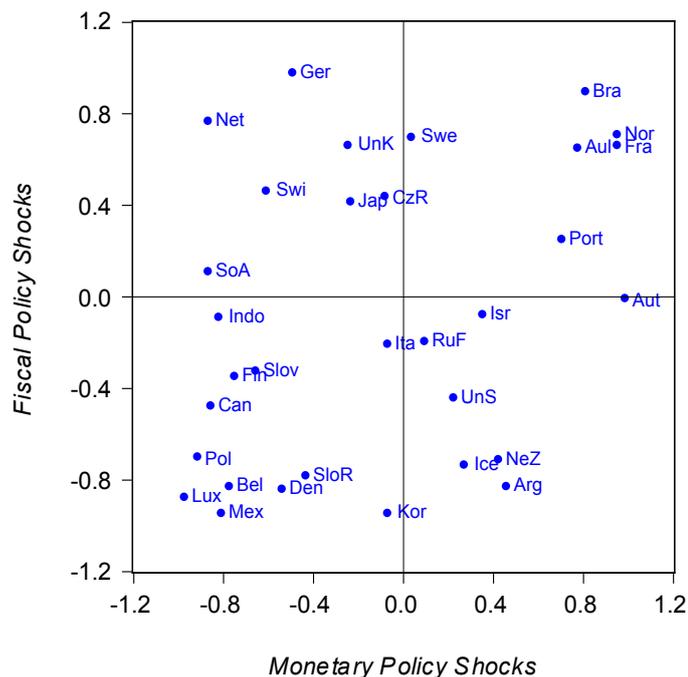


Figura 4.5.: Correlação entre v_t e g_{y_t} para os quatro primeiros trimestres após um choque de política monetária e um choque de política orçamental.

Através da evidência dada pela Figura 4.5, para os quatro primeiros trimestres após o choque de política monetária, de um modo geral, constata-se a predominância da

relação negativa entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico, em que do total da amostra, 19 países (59.38%) apresentam essa relação. No caso das economias avançadas, 15 dos 25 países pertencentes à amostra apresentam uma relação negativa, enquanto que, no caso das economias emergentes e em desenvolvimento, 4 dos 7 países pertencentes à amostra apresentam uma relação com esse sinal.

É de notar que essa relação negativa entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico também se confirma para a maioria dos países pertencentes à amostra classificados *de facto* como regime cambial fixo. Das 9 economias avançadas classificadas por esse regime, apenas Portugal e Áustria apresentam uma relação positiva, na mesma linha da Argentina. Este resultado confirma a predominância da relação negativa para os países pertencentes ao grupo das economias avançadas.

Perante o cenário de choque de política orçamental, constata-se que também predomina a relação negativa entre as duas componentes, mantendo-se os 19 países (59.38%) com essa relação, embora com uma composição de países ligeiramente diferente. No caso das economias avançadas, 14 dos 25 países pertencentes à amostra apresentam uma relação negativa; no caso das economias emergentes e em desenvolvimento, apenas o Brasil e África do Sul apresentam uma relação positiva entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico.

Neste cenário, volta-se a confirmar a relação negativa entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico para a maioria dos países associados ao regime cambial fixo, com Argentina e Áustria a entrarem nessa linha, enquanto que Holanda passa para a linha de Portugal, para quem se mantém a evidência de uma relação positiva.

Seguidamente, a análise foi conduzida para o período completo de trinta trimestres após os choques, de modo a captar a relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico, mas numa perspectiva dinâmica a mais longo prazo. Na mesma linha, recorreu-se ao *Scatter plot* conforme dado na Figura 4.6.

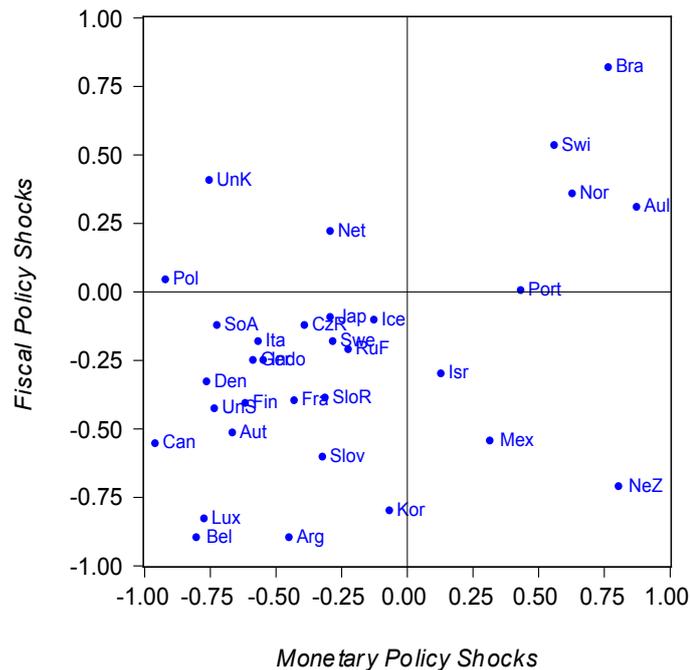


Figura 4.6.: Correlação entre v_t e g_{y_t} para o período de trinta trimestres após o choque de política monetária e um choque de política orçamental.

Primeiramente, é de notar que a análise numa perspectiva a mais longo prazo revela algumas alterações visíveis, com uma maior concentração dos países à volta de uma relação negativa entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico. Perante um choque de política monetária, predomina claramente a relação negativa entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico, passando esta a representar 75% dos casos na amostra. Este aumento de peso é particularmente evidente para o caso das economias avançadas, dado que a fasquia passa dos 15 para os 19 países. Para as economias emergentes e em desenvolvimento, também se verifica a predominância de uma relação negativa. Não é assim apenas para Brasil e México.

Na perspectiva do regime cambial vigente em cada um dos países, volta-se a confirmar claramente a associação de uma relação negativa entre a volatilidade cíclica e a tendência de crescimento económico para os países classificados “de facto” como um regime cambial fixo, com apenas Portugal a associar-se aos restantes 5 países pertencentes às economias avançadas classificados *de facto* como outros regimes cambiais que evidenciam uma relação positiva entre as duas componentes na sequência de um choque de política monetária.

Quando o choque é de política orçamental, o resultado no que diz respeito à agre-

gação dos países em número apresenta um comportamento igual ao evidenciado no caso de um choque de política monetária. Mantém-se a predominância já referida, com os mesmos 75%, embora com alguma ligeira diferença no que tange a composição de países. A evidência é óbvia tanto para a maioria das economias avançadas como para as emergentes e em desenvolvimento.

Do ponto de vista do regime cambial, tal como evidenciado para os quatros primeiros trimestres no caso do choque de política orçamental, a relação em estudo é positiva apenas para Portugal e Holanda, mantendo-se uma relação negativa clara para 8 dos 10 países classificados *de facto* como regime cambial fixo.

Posto isto, no que toca a análise empírica na perspectiva *time series*, em que a componente cíclica tem por base impulsos estocásticos de políticas macroeconómicas, a evidência mostra que:

- (i) A relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico é ambígua, dado que pode ser positiva ou negativa dependendo da origem dos choques de política macroeconómica que causam a volatilidade cíclica, dos diferentes grupos e regiões económicas que compõem a amostra, bem como das características cambiais institucionais vigentes em cada país;
- (ii) No entanto, apesar disso, pela evidência dada na Figura 4.6, constata-se que a relação tende a ser negativa, independentemente dos choques de políticas macroeconómicas que causam a volatilidade cíclica, para 21 dos 32 países que constituem a amostra (e.g., para as economias avançadas, apenas não é para Austrália, Israel, Holanda, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Suíça e Inglaterra; para as economias emergentes e em desenvolvimento, apenas não é para Brasil, Polónia e México; e para as associadas ao regime cambial *de facto* fixo, apenas não é para Holanda e Portugal);

Em suma, de um modo geral, conclui-se que tanto na perspectiva dinâmica a curto como a mais longo prazo, existe uma predominância de uma relação negativa entre a volatilidade cíclica e crescimento económico, tanto para as economias avançadas como para as emergentes e em desenvolvimento, bem como para a maioria dos países associados ao regime cambial fixo.

5. Discussão

Após o capítulo anterior, onde se apresentaram os resultados empíricos envolvendo 32 países, entre economias avançadas e emergentes e em desenvolvimento, neste capítulo pretende-se, por um lado, confrontar os resultados evidenciados pelas duas perspectivas seguidas neste estudo – *cross-section* e *time-series* – e, por outro, comparar esses resultados com aqueles evidenciados pela literatura teórica e pela empírica.

Para uma melhor percepção dos resultados evidenciados na primeira análise empírica, é relevante destacar o facto apresentado na Tabela 4.1, onde a análise da correlação parcial mostra que existe uma correlação negativa e estatisticamente significativa a 5% entre a volatilidade e a persistência cíclica. O resultado final revela que existe uma relação positiva e estatisticamente significativa a 1% entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico para ambos os grupos / regiões. No entanto, por um lado, é de referir que, inicialmente na ausência de variáveis de controlo, essa evidência apenas se confirmou para ambos os grupos / regiões associados aos outros regimes cambiais. Regime esse vigente na maioria das economias avançadas (e sem incluir as que são classificadas *de facto* como fixo), para as quais, existe uma relação negativa entre a persistência cíclica e o crescimento económico. Ou seja, com isso afirma-se que, para o horizonte temporal em análise em que esses países apresentaram uma maior (menor) tendência de crescimento económico, as suas características económicas de curto prazo foram de uma maior (menor) volatilidade cíclica e a uma menor (maior) persistência cíclica.

Para os grupos / regiões associados ao regime cambial *de facto* fixo, inicialmente, não se confirmou a relação positiva. Contrariamente, registou-se uma relação negativa e estatisticamente significativa a 1%, ditada pelo impacto bastante negativo da *dummy* cambial. Já entre a persistência cíclica e o crescimento económico, registou-se uma relação positiva para as economias emergentes e em desenvolvimento. No entanto, tendo por base o resultado da análise *cross-section*, para esses países, conclui-se que, para o horizonte temporal em análise em que apresentaram uma maior (menor) tendência de crescimento económico, as suas características económicas de curto prazo foram de uma maior (menor) volatilidade cíclica e a uma maior (menor) persistência cíclica.

Na perspectiva *time series*, de um modo geral, a evidência mostra a predominância de uma relação negativa entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico. Essa evidência está em linha com a apresentada inicialmente na perspectiva *cross-section* para ambos os grupos / regiões associados ao regime cambial *de facto* fixo, embora se destaca na análise *time series* que não é para Portugal, independentemente da origem dos impulsos estocásticos que desencadeiam a volatilidade cíclica, bem como para Holanda, quando o impulso estocástico provém da política orçamental. Contudo, para algumas das economias avançadas e emergentes e em desenvolvimento classificadas como outro regime cambial (e.g., Austrália, Israel, Nova Zelândia, Noruega, Suíça, Inglaterra, Brasil, Polónia e México) a relação positiva evidenciada vai ao encontro da apresentada pela análise *cross-section*.

Estes resultados empíricos em torno da relação entre a componente cíclica e o crescimento económico corroboram que há, de facto, razões para se esperar, tal como apontado pela literatura teórica, uma relação cujo sinal tanto pode ser negativo como positivo. No entanto, é notável a persistência da ambiguidade. Os nossos resultados, por um lado, vão ao encontro das previsões teóricas a favor de uma relação negativa (e.g., Bernanke, 1983; Martin e Rogers, 2000; e Varvarigos, 2007 – referente ao segundo modelo com acumulação de capital humano), uma vez que, inicialmente na perspectiva *cross-section*, se mostrou que existe uma relação negativa e estatisticamente significativa a 1% para ambos os grupos / regiões classificados como regime cambial *de facto* fixo e uma relação negativa ficou também evidente na análise *time series* para 21 dos 31 países que constituem a amostra. Acresce que, para ambos os grupos / regiões associados ao outro regime cambial, inclusive para Portugal e Holanda, o resultado está em linha com o evidenciado por Blackburn (1999) e Blackburn e Varvarigos (2008) – quando o aumento da volatilidade resulta de choques tecnológicos.

Contudo, mesmo assim permanece a ambiguidade. A relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico tende a ser positiva ou negativa, dependendo da origem dos choques de políticas macroeconómicas que causam a volatilidade, dos diferentes grupos / regiões que compõem a amostra, bem como das características cambiais institucionais vigentes em cada país. Evidência essa que está em linha com uma série de estudos (e.g., Sandmo, 1970; Mirman, 1971; Aizenman e Marion, 1993; Hopenhayn e Muniagurria, 1996; Abel e Eberly, 1999; Blackburn e Galindev, 2003; Blackburn e Pelloni, 2004; Jones *et al.*, 2005; Varvarigos, 2007 – referente ao primeiro modelo de Barro, 1990; Blackburn e Varvarigos, 2008 – quando o aumento da volatilidade resulta de choques de preferências; e Galindev, 2008) que argumentam que, dependendo de vários fatores de ordem antagónica, a relação entre a volatilidade

cíclica e o crescimento económico pode assumir qualquer sinal.

Do ponto de vista de associação à evidência empírica, tal como apresentada por Kormendi e Meguire (1985) e Grier e Tullock (1989), na perspetiva *cross-section*, e por Caporale e McKiernan (1996; 1998) e Lee (2009), na perspetiva *time series*, demonstrou-se que existe uma relação positiva entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico para uma *cross-section* de 32 países. No entanto, contrariamente, na análise *time series* mostrou-se que, apenas para algumas das economias avançadas e emergentes e em desenvolvimento classificadas como outro regime cambial (e.g., Austrália, Israel, Nova Zelândia, Noruega, Suíça, Inglaterra, Brasil, Polónia e México) a relação é positiva, inclusive para Portugal e Holanda.

Esta outra linha que evidencia uma relação negativa, inicialmente demonstrada para ambos os grupos e regiões classificados como regime cambial *de facto* fixo, coincide com a evidência apresentada por Ramey e Ramey (1995), Martin e Rogers (2000) e Kneller e Young (2001). No entanto, é de referir que estes autores não consideraram as características cambiais institucionais vigentes em cada país. Em todo o caso, reafirma-se, na linha com Fatas (2002), Imbs (2007) e Kroft e Lloyd-Ellis (2002), que, dependendo do grupo de países que são incluídos na amostra, poderá haver diferentes resultados.

Apesar da modelização da volatilidade cíclica pelo modelo GARCH(1,1), na linha de Caporale e McKiernan (1996) e de Lee (2009), que destacam a sua vantagem no que tange à consistência, é de referir que esses estudos não consideraram diferentes impulsos estocásticos como fontes de origem da volatilidade cíclica. Tal como afirmam alguns autores na literatura teórica (e.g., Aizenman e Marion, 1993; Hopenhayn e Muniagurria, 1996; e Blackburn e Varvarigos, 2008), com a análise levada a cabo na perspetiva *time series* confirmou-se que, de facto, a relação não é de um só sentido “positivo” como a literatura inicial havia concluído, mas tende a ser positiva ou negativa. Por um lado, contrariamente ao referido por Caporale e McKiernan (1996; 1998), quando se considera os choques de políticas macroeconómicas, demonstrou-se que a relação é positiva para Inglaterra, mas apenas quando o choque é do lado orçamental. Já para Estados Unidos, demonstrou-se que a relação é claramente negativa, independentemente da origem dos choques de políticas macroeconómicas. Por outro, contrariamente ao evidenciado por Lee (2009), demonstrou-se que a relação entre a volatilidade cíclica e crescimento económico para o G7 é claramente negativa, independentemente dos choques serem do lado monetário ou orçamental para Canada, França, Alemanha, Itália e Estados Unidos. Apenas é positiva para Inglaterra na presença de choque de política orçamental, mas negativa na presença

de choque de política monetária.¹

No que se refere à nova perspectiva de análise entre a componente cíclica e o crescimento apresentada por Fatás (2000) e Caruso (2004), a partir do qual se propôs o modelo multivariado, inicialmente na ausência de *dummies* e variáveis de controlo, constatou-se que existe uma relação negativa entre a persistência cíclica e a tendência de crescimento de longo prazo, mas não significativa no modelo multivariado e apenas significativa a 10% no modelo bivariado. Por fim, com a inclusão das *dummies* e variáveis de controlo, evidenciou-se que existe uma relação positiva e estatisticamente significativa a 5%, tal como apresentada por Fatás (2000) e Caruso (2004), mas apenas para as economias emergentes e em desenvolvimento, dado que, contrariamente aos autores citados – que não consideraram as distinções entre os diferentes grupos / regiões –, constatou-se que a relação entre as duas componentes é negativa para as economias avançadas.

Por fim, é de frisar que as variáveis de controlo usadas, principalmente na análise *cross-section*, também foram usadas nalguns dos estudos citados. Pela evidência apresentada, confirmou-se que, em linha com Kormendi e Meguire (1985) e ao contrário de Ramey e Ramey (1995) e Martin e Rogers (2000), a taxa de investimento apresenta um efeito positivo e estatisticamente significativo no crescimento económico. Já no que diz respeito ao efeito Tobin-Mundell, ao contrário da evidência apresentada por Kormendi e Meguire (1985) e Grier e Tullock (1989), verificou-se que existe uma relação positiva e estatisticamente significativa entre a taxa de inflação e o crescimento económico.

¹Na literatura empírica, destacam-se três estudos (Dawson e Stephenson, 1997; Speight, 1999; e Grier e Perry, 2000) que argumentam a favor de uma relação nula entre a volatilidade cíclica e crescimento económico. Contudo, são casos que se referem a não significância do ponto de vista estatístico, pelo que neste estudo, apesar da constatação de casos de não significância, verificou-se que têm por base a omissão de *dummies* e de variáveis de controlo relevantes, dado que na sua presença, a variável de interesse em estudo se torna estatisticamente significativa.

6. Conclusão

Tradicionalmente, as análises do ciclo e do crescimento económico desenvolveram-se em campos independentes da literatura macroeconómica. No entanto, com os trabalhos seminais de Kydland e Prescott (1982) e de Nelson e Plosser (1982), confirmou-se que, de facto, o ciclo de curto prazo influencia a tendência de longo prazo. Dado o presente contexto de ambiguidade sobre o mecanismo (e respetivo sinal) que faz a ponte entre a flutuação cíclica e o crescimento de longo prazo e a sua relevância para a condução das políticas macroeconómicas, com esta investigação que agora se termina colocou-se a questão e a reflexão sobre a relação entre a volatilidade cíclica, a persistência cíclica e o crescimento económico.

Com a revisão do estado da arte teórica e empírica sobre esta temática, procurou-se conhecer a base da controvérsia, tendo o foco do presente trabalho incidido na apresentação de novas perspetivas de análise empírica. Assim, indo ao encontro do objetivo do plano de investigação traçado, seguiu-se primeiramente como método a análise *cross-section*, onde, para além da análise padrão, se apresentou um modelo multivariado estimado na presença de *dummies* e variáveis de controlo que refletem as características específicas de cada grupo / regiões económicas. Seguidamente, recorreu-se à análise *time series* na perspetiva do modelo SVAR, onde se analisou a relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico numa ótica dinâmica resultante de inovações estocásticas de políticas macroeconómicas. A análise empírica teve como amostra 32 países, entre economias avançadas, por um lado, e emergentes e em desenvolvimento, por outro, para o horizonte temporal compreendido entre o primeiro trimestre (Q_1) de 1996 e o terceiro trimestre (Q_3) de 2013.

Com as especificações estimadas, os resultados evidenciados são globalmente coerentes com os factos que foram já comprovados por outros estudos empíricos realizados nesta área de investigação. Do ponto de vista *cross-section*, remata-se que, para ambos os grupos / regiões associados à categoria de “outro regime cambial”, com destaque para as economias avançadas, para o horizonte temporal em análise em que apresentaram uma maior (menor) tendência de crescimento económico de longo

prazo, as suas características económicas de curto prazo foram de uma maior (menor) volatilidade cíclica e a uma menor (maior) persistência cíclica. Contrariamente, no entanto, para as economias emergentes e em desenvolvimento constatou-se que para o horizonte temporal em análise em que apresentaram uma maior (menor) tendência de crescimento económico de longo prazo, as suas características económicas de curto prazo foram de uma maior (menor) volatilidade cíclica e a uma maior (menor) persistência cíclica.

No que respeita à evidência *time series*, de um modo geral confirma-se, na linha da literatura teórica, que a relação entre a volatilidade cíclica e o crescimento económico pode assumir qualquer sinal, dado que depende de vários fatores de ordem antagónica, entre os quais a origem das inovações estocásticas de políticas macroeconómicas que causam a volatilidade cíclica, os diferentes grupos / regiões económicas que compõem a amostra, bem como as características cambiais institucionais vigentes em cada país. Contudo, existe uma predominância clara de uma relação negativa entre a volatilidade cíclica e crescimento económico, tanto para as economias avançadas como para as emergentes e em desenvolvimento, bem como para a maioria dos países associados ao regime cambial *de facto* fixo.

Dado a prevalência da ambiguidade, que em si é um problema para os decisores de políticas macroeconómicas, acima de tudo, estes resultados alertam seguramente para o contributo do presente trabalho no que toca possíveis ilações de política. Isto porque, por exemplo, para as economias avançadas classificadas como outros regimes cambiais (e.g., Austrália; Noruega; Suíça), na presença de um choque exógeno que aumenta a volatilidade cíclica, uma política de gestão da procura que atenua o ciclo económico, contribuindo assim para uma menor volatilidade cíclica, tenderá a afetar negativamente a tendência de crescimento económico de longo prazo, com as respetivas consequências sobre o nível de rendimento per capita. É nesta linha que muitos estudos, entre os quais, Blackburn e Pelloni (2005) alertam sobre a possível existência de conflito entre a estabilização macroeconómica de curto prazo e o crescimento económico. Assim, realça-se que, para casos de regiões económicas onde as entidades responsáveis pela condução de política económica não têm informação sobre o mecanismo (e respetivo sinal) que faz a ponte entre a flutuação cíclica de curto prazo e a tendência de longo prazo, uma política de estabilização macroeconómica poderá ter consequências adversas no crescimento económico de longo prazo.

Ao longo da investigação, deparámo-nos com alguns problemas, principalmente no que diz respeito ao horizonte temporal dos dados para certas variáveis e países, o que limitou a dimensão da amostra referente ao grupo das economias emergentes e em desenvolvimento e determinou que as observações tivessem início apenas no primeiro

trimestre de 1996. Constatou-se também que pela abordagem univariada proposta por Cochrane (1988) para modelizar e obter a persistência cíclica, apenas é possível ter um ponto para cada janela temporal (k) considerada no processo de modelização, pelo que não foi possível a inclusão dessa variável na análise *time series*.

Como linhas de investigação e recomendações para trabalhos futuros, é de extrema importância o foco na análise e identificação mais aprofundada dos mecanismos e canais de transmissão que desencadeiam a volatilidade e a persistência cíclica. Na mesma linha, dado que a volatilidade cíclica tem por base uma variável agregada, seria interessante proceder a ensaios tendo por base a volatilidade de outras variáveis macroeconómicas relevantes, com destaque para as de política macroeconómica, a partir das quais se pode aprofundar a análise sobre o papel das políticas de estabilização macroeconómica na relação entre as duas componentes acima referidas.

Do ponto de vista empírico, recomenda-se a modelização e estimação da variância condicional, como medida de volatilidade, com quebras de estruturas (caso exista evidência), bem como a análise desta temática com recurso aos modelos econométricos como GMM, PVAR, GVAR, entre outros sofisticados que permitam, por um lado, colmatar falhas econométricas que põem em causa a consistência e a eficiência dos estimadores e, por outro, identificar o peso dos mecanismos e canais de transmissão de choques económicos que impulsionam a volatilidade e a persistência da componente cíclica.

A. Apêndices

A.1. Cenário de choques de política monetária

Restrições sobre a estrutura contemporânea

Este ponto corresponde ao modelo SVAR 3.16, que inclui 9 variáveis. Assim, no que diz respeito à identificação, as matrizes contemporâneas (B_0) requerem $[9(9-1)/2 = 36]$ restrições, de modo a estabelecer as condições de identificação exata. No entanto, para o caso dos países cujo regime cambial vigente corresponde aos outros regimes cambiais, foram incluídas mais 7 restrições, conforme se evidencia no sistema de equações (A.1). Já para os restantes países classificados *de facto* como em regime cambial fixo, foram incluídas 14 restrições, conforme se evidencia no sistema de equações (A.2), pelo que nos dois casos, a matriz contemporânea é sobre identificada.

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{o_t} \\ \varepsilon_{gor_t} \\ \varepsilon_{gy_t} \\ \varepsilon_{\pi_t} \\ \varepsilon_{r_t} \\ \varepsilon_{s_t} \\ \varepsilon_{gx_t} \\ \varepsilon_{e_t} \\ \varepsilon_{v_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & 0 & b_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{65} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{71} & 0 & b_{73} & b_{74} & b_{75} & b_{76} & 1 & 0 & 0 \\ b_{81} & b_{82} & b_{83} & b_{84} & b_{85} & b_{86} & b_{87} & 1 & 0 \\ b_{91} & b_{92} & b_{93} & b_{94} & b_{95} & b_{96} & b_{97} & b_{98} & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} e_{o_t} \\ e_{or_t} \\ e_{gy_t} \\ e_{\pi_t} \\ e_{r_t} \\ e_{s_t} \\ e_{gx_t} \\ e_{e_t} \\ e_{v_t} \end{bmatrix}, \quad (\text{A.1})$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{o_t} \\ \varepsilon_{g_{or_t}} \\ \varepsilon_{g_{y_t}} \\ \varepsilon_{\pi_t} \\ \varepsilon_{r_t} \\ \varepsilon_{s_t} \\ \varepsilon_{g_{x_t}} \\ \varepsilon_{e_t} \\ \varepsilon_{v_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & 0 & b_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{65} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{71} & 0 & b_{73} & b_{74} & b_{75} & b_{76} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ b_{91} & b_{92} & b_{93} & b_{94} & b_{95} & b_{96} & b_{97} & b_{98} & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} e_{o_t} \\ e_{or_t} \\ e_{g_{y_t}} \\ e_{\pi_t} \\ e_{r_t} \\ e_{s_t} \\ e_{g_{x_t}} \\ e_{e_t} \\ e_{v_t} \end{bmatrix}, \quad (\text{A.2})$$

onde, em cada um dos cenários, ε_t e e_t representam os vetores das inovações do modelo VAR na forma estrutural e reduzida, respetivamente, para cada uma das variáveis endógenas.

A.2. Cenário de choques de política orçamental

Restrições sobre a estrutura contemporânea

Este ponto corresponde ao modelo SVAR 3.19, que inclui 10 variáveis. No que diz respeito à identificação, a matriz contemporânea B_0 requer $[10(10 - 1)/2 = 45]$ restrições, de modo a estabelecer as condições de identificação exata. No entanto, para o caso dos países cujo o regime cambial vigente corresponde aos outros regimes cambiais, foram incluídas mais 9 restrições, conforme se evidencia no sistema de equações A.3. Já para os restantes países classificados *de facto* como regime cambial fixo, foram incluídas mais 17 restrições, conforme se evidencia no sistema de equações A.4, pelo que nos dois casos, a matriz contemporânea é sobre-identificada.

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{o_t} \\ \varepsilon_{g_{or_t}} \\ \varepsilon_{g_{g_t}} \\ \varepsilon_{g_{y_t}} \\ \varepsilon_{\pi_t} \\ \varepsilon_{r_t} \\ \varepsilon_{s_t} \\ \varepsilon_{g_{x_t}} \\ \varepsilon_{e_t} \\ \varepsilon_{v_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & 0 & b_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{51} & 0 & b_{53} & b_{54} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{76} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{81} & 0 & b_{83} & b_{84} & b_{85} & b_{86} & b_{87} & 1 & 0 & 0 \\ b_{91} & b_{91} & b_{93} & b_{94} & b_{95} & b_{96} & b_{97} & b_{98} & 1 & 0 \\ b_{101} & b_{102} & b_{103} & b_{104} & b_{105} & b_{106} & b_{107} & b_{108} & b_{109} & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} e_{o_t} \\ e_{g_{or_t}} \\ e_{g_{g_t}} \\ e_{g_{y_t}} \\ e_{\pi_t} \\ e_{r_t} \\ e_{s_t} \\ e_{g_{x_t}} \\ e_{e_t} \\ e_{v_t} \end{bmatrix}, \quad (A.3)$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{o_t} \\ \varepsilon_{g_{or_t}} \\ \varepsilon_{g_{g_t}} \\ \varepsilon_{g_{y_t}} \\ \varepsilon_{\pi_t} \\ \varepsilon_{r_t} \\ \varepsilon_{s_t} \\ \varepsilon_{g_{x_t}} \\ \varepsilon_{e_t} \\ \varepsilon_{v_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & 0 & b_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{51} & 0 & b_{53} & b_{54} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{76} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{81} & 0 & b_{83} & b_{84} & b_{85} & b_{86} & b_{87} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ b_{101} & b_{102} & b_{103} & b_{104} & b_{105} & b_{106} & b_{107} & b_{108} & b_{109} & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} e_{o_t} \\ e_{g_{or_t}} \\ e_{g_{g_t}} \\ e_{g_{y_t}} \\ e_{\pi_t} \\ e_{r_t} \\ e_{s_t} \\ e_{g_{x_t}} \\ e_{e_t} \\ e_{v_t} \end{bmatrix}, \quad (A.4)$$

onde, em cada um dos cenários, ε_t e e_t representam os vetores das inovações do modelo VAR na forma estrutural e reduzida, respetivamente, para cada uma das variáveis endógenas.

Bibliografia

- Aarle, B. V., Garretsen H. e Gobbin N. 2003. “Monetary and fiscal policy transmission in the Euro-area: evidence from a structural {VAR} analysis.” *Journal of Economics and Business* 55:609 – 638.
- Abel, A. B. e Eberly, J. C. 1999. “The effects of irreversibility and uncertainty on capital accumulation.” *Journal of Monetary Economics* 44:339–377.
- Afonso, A. e Jalles, J. T. 2012a. “Fiscal volatility, financial crises and growth.” *Applied Economics Letters* 19(18):1821–1826.
- Afonso, A. e Sousa, R. M. 2012b. “The macroeconomic effects of fiscal policy.” *Applied Economics* 44(34):4439–4454.
- Aizenman, J. e Marion, N. P. 1993. “Policy Uncertainty, Persistence and Growth.” *Review of International Economics* 1(2):145–163.
- Bai, J. e Perron, P. 2003. “Computation and analysis of multiple structural change models.” *Journal of Applied Econometrics* 18(1):1–22.
- Barro, R. J. 1990. “Government spending in a simple model of endogenous growth.” *Journal of Political Economy* 98(5):S103–S125.
- Bernanke, B. S. 1983. “Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment.” *Quarterly Journal of Economics* 98:85–106.
- Black, E. 1987. *Business cycles and equilibrium*. New York: Basil Blackwell.
- Blackburn, K. 1999. “Can stabilisation policy reduce long-run growth?” *Economic Journal* 109(452):67–77.
- Blackburn, K. e Galindev, R. 2003. “Growth, volatility and learning.” *Economics Letters* 79(3):417–421.
- Blackburn, K. e Pelloni, A. 2004. “On the relationship between growth and volatility.” *Economics Letters* 83(1):123–127.
- Blackburn, K. e Pelloni, A. 2005. “Growth, cycles, and stabilization policy.” *Oxford Economic Papers* 57(2):262–282.

- Blackburn, K. e Varvarigos, D. 2008. "Human capital accumulation and output growth in a stochastic environment." *Economic Theory* 36(3):435–452.
- Blanchard, O. e Perotti, R. 2002. "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output." *Quarterly Journal of Economics* 117(4):1329–1368.
- Bollerslev, T. 1986. "Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity." *Journal of Econometrics* 31:307–327.
- Campbell, J. Y. e Mankiw, N. G. 1987. "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations." *American Economic Review, Proceedings* 77(2):111–117.
- Caporale, T. e McKiernan, B. 1996. "The relationship between output variability and growth: Evidence from post war UK data." *Scottish Journal of Political Economy* 43(2):229–236.
- Caporale, T. e McKiernan, B. 1998. "The fischer black hypothesis: Some time-series evidence." *Southern Economic Journal* 64(3):765–771.
- Caruso, M. 2004. "Infrequent shocks, output persistence and economic growth." *Manchester School* 72(2):243–260.
- Caselli, F., Esquivel G. e Lefort F. 1996. "Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics." *Journal of economic growth* 1(3):363–389.
- Christiano, L. J., Eichenbaum M. e Evans C. L. 1999. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? Vol. 1, Part A of *Handbook of Macroeconomics* Elsevier pp. 65 – 148.
- Cochrane, J. H. 1988. "How big is the random walk in GNP?" *Journal of Political Economy* 96:893–920.
- Cooley, T. F. e Leroy, S. F. 1985. "Atheoretical macroeconometrics: a critique." *Journal of Monetary Economics* 16(3):283–308.
- Dawson, J. W. e Stephenson, E. F. 1997. "The link between volatility and growth: Evidence from the States." *Economics Letters* 55(3):365–369.
- De Castro, F. 2003. "Non-Keynesian effects of public expenditure in Spain." *Applied Economics Letters* 10(10):651–655.
- De Hek, P. A. 1999. "On Endogenous Growth Under Uncertainty." *International Economic Review* 40(3):727–744.

- Dickey, D. A. e Fuller, W. A. 1981. “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root.” *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 49(4):1057–1072.
- Dinopoulos, E. e Thompson, P. 2000. “Endogenous growth in a cross-section of countries.” *Journal of International Economics* 51(2):335 – 362.
- Dotsey, M. e Sarte, P. D. 2000. “Inflation uncertainty and growth in a cash-in-advance economy.” *Journal of Monetary Economics* 45(3):631–655.
- Dungey, M. e Pagan, A. 2000. “A structural VAR model of the Australian economy.” *Economic Record* 76(235):321–342.
- Edwards, J. A. e Yang, B. 2009. “An empirical refinement of the relationship between growth and volatility.” *Applied Economics* 41(11):1331–1343.
- Enders, W. 2010. *Applied Econometric Time Series*. United States of America: John Wiley & Sons, Inc.
- Engle, R. F. 1982. “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation.” *Econometrica* 50(4):987–1007.
- Fatas, A. 2002. “The effects of business cycles on growth. In: Loayza, N., Soto, R. (eds.) *Economic Growth: Sources, Trends and Cycles*.” *Santiago de Chile: Bank of Chile* pp. 191–219.
- Fatás, A. 2000. “Do business cycles cast long shadows? Short-run persistence and economic growth.” *Journal of Economic Growth* 5(2):147–162.
- Galindev, R. 2008. “Uncertainty, learning and growth.” *The Manchester School* 76(5):539–548.
- Grier, K. B. e Tullock, G. 1989. “An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951-1980.” *Journal of Monetary Economics* 24(2):259–276.
- Grier, K.B. e Perry, M.J. 2000. “The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth: some Garch-M evidence.” *Journal of Applied Econometrics* 15:45–58.
- Hopenhayn, H. A. e Muniagurria, M. E. 1996. “Policy variability and economic growth.” *Review of Economic Studies* 63(4):611–625.
- Imbs, J. 2007. “Growth and volatility.” *Journal of Monetary Economics* 54(7):1848–1862.
- Jones, L. E., Manuelli R. E., Siu H. E. e Stacchetti E. 2005. “Fluctuations in convex models of endogenous growth, I: Growth effects.” *Review of Economic Dynamics* 8(4):780–804.

- Kim, S. e Roubini, N. 2000. “Exchange rate anomalies in the industrial countries: a solution with a structural VAR approach.” *Journal of Monetary Economics* 45(3):561–586.
- Kneller, R. e Young, G. 2001. “Business cycle volatility, uncertainty and long-run growth.” *Manchester School* 69(5):534–552.
- Kormendi, R. e Meguire, P. 1985. “Macroeconomic determinants of growth: cross country evidence.” *Journal of Monetary Economics* 16:141–163.
- Kroft, K. e Lloyd-Ellis, H. 2002. “Further cross-country evidence on the link between growth, volatility and business cycles.” *Queens University, Department of Economic, Working Paper* .
- Kydland, F. e Prescott, E. 1982. “Time to Build and Aggregate Fluctuations.” *Econometrica* 50:1345–1370.
- Lee, J. 2009. “The link between output growth and volatility: Evidence from a GARCH model with panel data.” *Economics Letters* 106(2):143–145.
- Martin, P. e Rogers, C.A. 2000. “Long-term growth and short-term economic instability.” *European Economic Review* 44:359–381.
- Mirman, L. 1971. “Uncertainty and Optimal Consumption Decisions.” *Econometrica* 39(1):179–185.
- Mundell, R. 1963. “Inflation and real interest.” *Journal of Political Economy* 71(3):280–283.
- Nelson, C. R. e Plosser, C. R. 1982. “Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications.” *Journal of Monetary Economics* 10(2):139–162.
- Nelson, D. B., e Cao C. Q. 1992. “Inequality Constraints in the Univariate GARCH Model.” *Journal of Business & Economic Statistics* 10(2):229–235.
- Perotti, R. 2004. *Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries*. Centre for Economic Policy Research.
URL: <https://www.ecb.europa.eu/events/pdf/conferences/ecbimop/fpoecd.pdf>
- Perron, P. 1989. “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis.” *Econometrica* 57(6):1361–1401.
- Raghavan, M., Silvapulle P. e Athanasopoulos G. 2012. “Structural VAR models for Malaysian monetary policy analysis during the pre- and post-1997 Asian crisis periods.” *Applied Economics* 44(29):3841–3856.

- Ramey, G. e Ramey, V. A. 1995. "Cross-country evidence on the link between volatility and growth." *American Economic Review* 85(5):1138–1151.
- Sandmo, A. A. 1970. "The effect of Uncertainty on Saving Decisions." *The Review of Economic Studies* 37(3):353–360.
- Sims, C. A. 1980. "Macroeconomics and Reality." *Econometrica* 48:1–48.
- Smith, R. T. 1996. "Cyclical uncertainty, precautionary saving and economic growth." *Economica* 63(251):477–494.
- Solow, R. M. 1956. "A Contribution to the Theory of Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics* 70:65–94.
- Speight, A. E. H. 1999. "UK output variability and growth: some further evidence." *Scottish Journal of Political Economy* 46:175–181.
- Tsay, R. 2005. *Analysis of Financial Time Series*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Varvarigos, D. 2007. "Policy variability, productive spending and growth." *Economica* 74(294):299–313.
- Vogelvang, B. 2005. *Econometrics: Theory and Applications with EViews*. Financial Times: Prentice Hall.
- Wooldridge, J.M. 2009. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 4th edition ed. South-Western: Thomson.
- Zivot, E. e Andrews, W. K. 1992. "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis." *Journal of Business & Economic Statistics* 10(3):251–270.

B. Anexos

Tabela B.1.: Lista dos 32 países que formam a amostra

A classificação dos países pelos grupos apresentados tem por base a classificação constante do *site* do FMI, onde, com base na *Annual report on exchange arrangements and exchange* 2013, se subdividiu as amostras pelos regimes cambiais. Os países com † são classificados como “regime cambial fixo”, enquanto que os restantes como “outros regimes cambiais”. É de notar que no caso da União Económica e Monetária europeia, apesar do Euro flutuar livremente face às outras moedas, considera-se que para os países membros cuja dimensão económica não tem grande peso na flutuação da taxa de câmbio da zona euro, o regime cambial é classificado *de facto* como sendo fixo.

Economias		
	Avançadas	Emergentes e em desenvolvimento
Austrália (Aul)	Coreia (Kor)	Argentina (Arg)†
Áustria (Aut)†	Luxemburgo (Lux)†	Brasil (Bra)
Bélgica (Bel)†	Holanda (Net)†	Indonésia (Indo)
Canadá (Can)	Nova Zelândia (NeZ)	México (Mex)
República Checa (CzR)	Noruega (Nor)	Polónia (Pol)
Dinamarca (Den)†	Portugal (Por)†	Federação Russa (RuF)
Finlândia (Fil)†	República Eslovaca (SloR)†	África do Sul (SoA)
França (Fra)	Eslovénia (Slov)†	
Alemanha (Ger)	Suécia (Swe)	
Islândia (Ice)	Suíça (Swi)	
Israel (Isr)	Inglaterra (UnK)	
Itália (Ita)	Estados Unidos (UnS)	
Japão (Jap)		

Tabela B.2.: Estatística descritiva da g_{y_t}

Países	g_{y_t}					
	$g_{\bar{y}}$	S. D	Min	Max	\bar{v}	p
Aul	0.815	0.583	-0.931	2.859	0.234	0,893
Aut	0.477	0.622	-1.848	1.388	0.081	2,756
Bel	0.416	0.605	-2.139	1.543	0.259	2,208
Can	0.634	0.630	-2.247	1.553	0.236	2,244
CzR	0.553	0.927	-3.383	2.275	0.410	3,413
Den	0.296	1.193	-2.418	3.890	1.350	1,127
Fil	0.573	1.292	-6.343	3.328	2.674	2,174
Fra	0.375	0.531	-1.693	1.234	0.172	3,028
Ger	0.332	0.855	-4.121	2.003	0.671	1,743
Ice	0.723	3.212	-6.614	11.17	7.813	0,575
Isr	0.962	0.969	-1.448	3.745	0.996	1,764
Ita	0.115	0.745	-3.502	1.397	0.346	2,658
Jap	0.202	1.076	-4.036	2.574	1.151	1,142
Kor	1.039	1.557	-6.963	4.080	1.722	1,267
Lux	0.802	1.903	-5.689	7.898	3.720	1,192
Net	0.438	0.731	-2.071	1.991	0.268	3,042
NeZ	0.656	0.762	-1.159	2.885	0.429	1,915
Nor	0.519	1.168	-2.245	3.426	1.140	0,714
Por	0.303	0.940	-2.410	2.232	0.903	2,400
SloR	0.925	1.873	-8.485	7.393	20.47	1,038
Slov	0.606	1.206	-4.699	2.648	0.968	2,838
Swe	0.602	0.978	-3.688	2.480	0.960	1,965
Swi	0.454	0.581	-2.148	1.958	0.267	1,960
UnK	0.514	0.739	-2.468	1.880	0.367	3,121
UnS	0.614	0.670	-2.152	1.888	0.396	2,657
Arg	1.028	1.865	-5.695	3.695	1.643	3,204
Bra	0.737	1.248	-3.871	4.514	1.545	0,895
Indo	1.031	1.854	-7.839	5.648	7.489	1,920
Mex	0.724	1.018	-3.874	2.753	0.764	2,127
Pol	0.993	1.054	-3.140	6.119	0.780	1,087
RuF	0.924	1.807	-5.448	4.096	2.927	1,994
SoA	0.791	0.593	-1.604	1.873	0.187	2,835

Tabela B.3.: Teste de *Unit Root* prévio a estimação da volatilidade e persistência

Países	g_{y_t}			Δg_{y_t}
	<i>Trend</i>	ADF – Const	ADF – <i>Trend</i> e Const	ADF – Const
	<i>p-value</i>	t-Stat [<i>p-value</i>]	t-Stat [<i>p-value</i>]	t-Stat [<i>p-value</i>]
Aul	0.011**	-9.713 [0.0000]***	-10.20 [0.0000]***	-8.293 [0.0000]***
Aut	0.039**	-3.858 [0.0039]***	-3.579 [0.0401]**	-3.535 [0.0102]**
Bel	0.019**	-4.618 [0.0003]***	-5.051 [0.0005]***	-7.883 [0.0000]***
Can	0.016**	-4.714 [0.0002]***	-5.338 [[0.0002]***	-8.194 [0.0000]***
CzR	0.482	-3.500 [0.0108]**	-3.502 [0.0470]**	-9.951 [0.0001]***
Den	0.014**	-9.743 [0.0000]***	-10.35 [0.0000]***	-12.15 [0.0001]***
Fil	0.004***	-5.757 [0.0000]***	-6.367 [0.0000]***	-9.597 [0.0000]***
Fra	0.009***	-4.169 [0.0014]***	-4.665 [0.0018]***	-12.09 [0.0001]***
Ger	0.734	-5.949 [0.0000]***	-5.942 [0.0000]***	-12.26 [0.0001]***
Ice	0.228	-12.13 [0.0000]***	-12.40 [0.0000]***	-8.240 [0.0000]***
Isr	0.800	-6.192 [0.0000]***	-6.156 [0.0000]***	-13.73 [0.0001]***
Ita	0.009***	-4.479 [0.0005]***	-4.917 [0.0008]***	-11.41 [0.0001]***
Jap	0.944	-6.271 [0.0000]***	-6.224 [0.0000]***	-11.19 [0.0001]***
Kor	0.502	-5.807 [0.0000]***	-5.792 [0.0000]***	-10.94 [0.0001]***
Lux	0.076*	-4.719 [0.0002]***	-10.82 [0.0000]***	-8.772 [0.0000]***
Net	0.000***	-4.148 [0.0015]***	-5.086 [0.0005]***	-11.26 [0.0001]***
NeZ	0.207	-6.059 [0.0000]***	-6.100 [0.0000]***	-13.63 [0.0001]***
Nor	0.048**	-10.92 [0.0001]***	-11.32 [0.0000]***	-7.957 [0.0000]***
Por	0.000***	-5.973 [0.0000]***	-7.688 [0.0000]***	-10.34 [0.0001]***
SloR	0.649	-8.672 [0.0000]***	-8.624 [0.0000]***	-8.928 [0.0000]***
Slov	0.002***	-4.380 [0.0007]***	-5.068 [0.0005]***	-11.15 [0.0001]***
Swe	0.224	-5.855 [0.0000]***	-5.965 [0.0000]***	-9.318 [0.0000]***
Swi	0.952	-4.544 [0.0004]***	-4.512 [0.0029]***	-9.305 [0.0000]***
UnK	0.004***	-3.525 [0.0101]**	-3.749 [0.0254]**	-9.820 [0.0000]***
UnS	0.006***	-5.040 [0.0001]***	-5.550 [0.0001]***	-13.38 [0.0001]***
Arg	0.258	-3.295 [0.0188]**	-3.375 [0.0631]*	-7.787 [0.0000]***
Bra	0.562	-7.580 [0.0000]***	-7.521 [0.0000]***	-13.73 [0.0001]***
Indo	0.202	-4.296 [0.0010]***	-4.862 [0.0010]***	-4.552 [0.0005]***
Mex	0.042**	-4.819 [0.0002]***	-4.837 [0.0010]***	-9.490 [0.0000]***
Pol	0.162	-9.154 [0.0000]***	-9.280 [0.0000]***	-15.88 [0.0001]***
RuF	0.000***	-4.428 [0.0006]***	-4.389 [0.0043]***	-10.11 [0.0001]***
SoA	0.613	-3.632 [0.0074]***	-3.614 [0.0358]**	-8.801 [0.0000]***

Nota: *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela B.4.: Testes de diagnóstico aos resíduos da ρ_t^2

Países	Variância condicional (ρ_t^2)				
	Cor(μ_t, μ_{t-1})	Efeito ARCH	Normalidade		
	Q-Stat [Prob]	LM-Stat [Prob. $\chi_{(1)}^2$]	skewness	kurtosis	<i>p-value</i>
Aul	15.924 [0.967]	0.4495 [0.5026]	0.001	2.952	0.997
Aut	27.787 [0.476]	0.0833 [0.7728]	-0.053	3.155	0.952
Bel	14.968 [0.979]	0.0011 [0.9734]	-0.113	2.910	0.920
Can	24.386 [0.661]	0.6690 [0.4134]	-0.745	5.217	0.000***
CzR	17.301 [0.942]	2.2617 [0.1326]	-0.453	3.088	0.320
Den	21.435 [0.807]	0.1029 [0.7484]	0.185	3.096	0.815
Fil	40.368 [0.061]	0.3567 [0.5504]	0.173	3.243	0.779
Fra	32.471 [0.256]	0.0055 [0.9409]	-0.555	3.304	0.158
Ger	20.444 [0.848]	0.0333 [0.8552]	-0.113	2.662	0.794
Ice	19.157 [0.893]	0.4382 [0.5080]	0.099	2.521	0.707
Isr	14.176 [0.986]	0.6607 [0.4163]	-0.207	3.199	0.745
Ita	29.906 [0.368]	0.2744 [0.6004]	-0.184	2.156	0.306
Jap	22.565 [0.754]	0.0000 [0.9968]	-0.578	3.653	0.085
Kor	10.641 [0.999]	0.0326 [0.8567]	-0.648	4.567	0.003***
Lux	22.967 [0.735]	0.6063 [0.4362]	-0.338	2.612	0.428
Net	15.710 [0.970]	0.0351 [0.8515]	-0.082	2.960	0.961
NeZ	22.283 [0.768]	0.1024 [0.7489]	0.193	2.753	0.792
Nor	23.830 [0.690]	0.6279 [0.4281]	-0.104	2.625	0.774
Por	38.387 [0.091]	0.7354 [0.3911]	-0.022	2.443	0.647
SloR	16.654 [0.955]	0.2128 [0.6446]	0.609	5.068	0.000***
Slov	22.469 [0.759]	1.5150 [0.2184]	-0.443	3.295	0.295
Swe	20.721 [0.837]	0.2114 [0.6457]	-0.853	3.978	0.005***
Swi	16.141 [0.964]	0.1420 [0.7063]	-1.536	8.433	0.000***
UnK	18.751 [0.906]	0.6852 [0.4078]	-0.179	2.555	0.634
UnS	30.607 [0.335]	0.8344 [0.3610]	-0.456	2.797	0.296
Arg	15.651 [0.971]	0.4081 [0.5229]	-0.431	2.957	0.353
Bra	18.711 [0.907]	0.2790 [0.5974]	-1.01	5.062	0.000***
Indo	32.448 [0.257]	0.3384 [0.5608]	-0.094	5.473	0.000***
Mex	18.050 [0.925]	2.3239 [0.1274]	-0.117	2.618	0.756
Pol	24.590 [0.650]	0.1461 [0.7023]	-0.149	2.685	0.770
RuF	12.463 [0.995]	0.2143 [0.6434]	-0.800	3.616	0.017**
SoA	32.160 [0.268]	0.0343 [0.8530]	0.029	2.904	0.984

Nota: *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Tabela B.5.: Análise da robustez dos resultados da estimação *cross-section* bivariada e multivariada e de testes de diagnóstico aos resíduos

Variável Independente	Variável Dependente ($g_{\bar{y}_i}$)		
	(3.4)	(3.5)	(3.6)
a	0.605628 [0.0000]***	0.773336 [0.0000]***	0.701306 [0.0000]***
\bar{v}_i	0.006255 [0.0026]***	–	0.005373 [0.0058]***
p_i	–	-0.07158 [0.0838]*	-0.046167 [0.2804]
R^2	0.099503	0.052621	0.119419
\bar{R}^2	0.069486	0.021042	0.058690
Prob(F-Stat)	0.078642*	0.206611	0.158181
AIC	0.093313	0.144065	0.133448
SIC	0.184921	0.235673	0.270860
Testes	LM-Stat [Prob. $\chi^2_{(1-1-2)}$]		
White	0.338248 [0.5608]	0.215875 [0.6422]	0.580379 [0.7481]
RESET	F-Stat [Prob]		
RESET	10.22554 [0.0033]***	0.023108 [0.8802]	9.387391 [0.0048]***

Nota: Os valores dados entre [] correspondem ao *p-value* e *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela B.6.: Análise da robustez dos resultados da estimação *cross-section* com *dummies* e de testes de diagnóstico aos resíduos

		Variável Dependente ($g_{\bar{y}_i}$)		
Variável	Modelos			
Independente	(3.7)	(3.8)	(3.9)	
a	0.552880 [0.0000]***	0.77029 [0.0000]***	0.589203 [0.0000]***	
\bar{v}_i	0.057752 [0.0000]***	–	0.029559 [0.0067]***	
p_i	–	0.05608 [0.2660]	0.096906 [0.0890]*	
$d_{1v,i}$	-0.027919 [0.1611]	–	0.005326 [0.8333]	
$d_{1p,i}$	–	-0.16104 [0.0000]***	-0.136777 [0.0000]***	
$d_{2v,i}$	-0.024610 [0.2336]	–	-0.029683 [0.2405]	
$d_{2p,i}$	–	-0.00155 [0.9514]	0.002908 [0.9108]	
R^2	0.330948	0.379334	0.497884	
\bar{R}^2	0.259264	0.312834	0.377376	
Prob(F-Stat)	0.009551***	0.003536***	0.005121***	
AIC	-0.078772	-0.153841	-0.178303	
SIC	0.104445	0.029376	0.142327	
Testes	LM-Stat [Prob. $\chi^2_{(3-3-6)}$]			
White	0.851146 [0.8372]	4.056398 [0.2554]	5.260190 [0.5109]	
	F-Stat [Prob]			
RESET	4.535129 [0.0425]**	0.100154 [0.7541]	2.345091 [0.1388]	

Nota: Os valores dados entre [] correspondem ao *p-value* e *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela B.7.: Análise da robustez dos resultados da estimação *cross-section* com *dummies* e variáveis de controlo e de testes de diagnóstico aos resíduos

Variável Independente	Variável Dependente ($g_{\bar{y}_i}$)		
	(3.7)	(3.8)	(3.9)
a	0.372738 [0.4139]	-0.074282 [0.8185]	-0.055622 [0.8881]
\bar{v}_i	0.039671 [0.0018]***	–	0.017514 [0.1965]
p_i	–	0.134775 [0.0304]**	0.142297 [0.0574]*
$d_{1v,i}$	-0.012360 [0.4397]	–	0.000302 [0.9867]
$d_{1p,i}$	–	-0.212421 [0.0001]***	-0.192176 [0.0007]***
$d_{2v,i}$	-0.023572 [0.1337]	–	-0.015806 [0.3437]
$d_{2p,i}$	–	-0.028954 [0.1609]	-0.022825 [0.3418]
$\bar{\pi}_i$	0.007298 [0.0172]**	0.001851 [0.3496]	0.001538 [0.3854]
\bar{i}_i	0.765533 [0.3443]	2.173321 [0.0000]***	1.792618 [0.0132]**
$\bar{x}m_i$	0.094019 [0.4888]	0.182418 [0.0965]*	0.169438 [0.1962]
\bar{g}_i	-0.336235 [0.7545]	1.013673 [0.1998]	0.965900 [0.2918]
R^2	0.427523	0.605754	0.628666
\bar{R}^2	0.260551	0.490765	0.451840
Prob(F-Stat)	0.040368**	0.000961***	0.006883***
AIC	0.015338	-0.357658	-0.230031
SIC	0.381772	0.008776	0.273815
Testes	LM-Stat [Prob. $\chi^2_{(7-7-10)}$]		
White	5.313088 [0.6218]	5.454959 [0.6046]	8.918552 [0.5399]
RESET	F-Stat [Prob]		
RESET	0.805435 [0.3788]	1.870938 [0.1846]	0.108016 [0.7458]

Nota: Os valores dados entre [] correspondem ao *p-value* e *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Tabela B.8.: Análise da robustez dos resultados da estimação *cross-section* apenas com *dummy* geográfico e variáveis de controlo e de testes de diagnóstico aos resíduos

Variável Independente	Variável Dependente ($g\bar{y}_i$)		
	Modelos		
	(3.7)	(3.8)	(3.9)
a	0.313886 [0.4918]	-0.021408 [0.9489]	-0.018989 [0.9608]
\bar{v}_i	0.038143 [0.0025]***	–	0.016562 [0.1045]
p_i	–	0.112857 [0.0306]**	0.107762 [0.0408]**
$d_{1v,i}$	-0.034513 [0.0070]***	–	-0.015051 [0.1374]
$d_{1p,i}$	–	-0.204414 [0.0000]***	-0.186819 [0.0004]***
$\bar{\pi}_i$	0.007062 [0.0099]***	0.002558 [0.1092]	0.001814 [0.2148]
$g\bar{y}_i$	1.010633 [0.2500]	2.120012 [0.0001]***	1.917550 [0.0062]***
$g\bar{xm}_i$	0.082806 [0.5209]	0.147665 [0.1933]	0.134198 [0.2835]
$g\bar{g}_i$	-0.175500 [0.8736]	0.946006 [0.2497]	1.036690 [0.2812]
R^2	0.402049	0.594820	0.610840
\bar{R}^2	0.258540	0.497577	0.475479
Prob(F-Stat)	0.031769***	0.000477***	0.002100***
AIC	-0.003625	-0.392802	-0.308142
SIC	0.317005	-0.072173	0.104096
Testes	LM-Stat [Prob. $\chi^2_{(6-6-8)}$]		
White	5.562841 [0.4739]	5.714361 [0.4559]	7.210796 [0.5141]
	F-Stat [Prob]		
RESET	1.453220 [0.2398]	3.387856 [0.0781]*	1.453501 [0.2408]

Nota: Os valores dados entre [] correspondem ao *p-value* e *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Tabela B.9.: Análise da robustez dos resultados da estimação *cross-section* apenas com *dummy* geográfico associado à persistência cíclica (e à volatilidade cíclica apenas na equação 3.7) e variáveis de controlo e de testes de diagnóstico aos resíduos

Variável Independente	Variável Dependente ($g\bar{y}_i$)		
	Modelos		
	(3.7) [†]	(3.8) [†]	(3.9)
a	0.313886 [0.4918]	-0.021408 [0.9489]	0.010033 [0.9781]
\bar{v}_i	0.038143 [0.0025]***	–	0.001555 [0.2572]
p_i	–	0.112857 [0.0306]**	0.115201 [0.0307]**
$d_{1v,i}$	-0.034513 [0.0070]***	–	–
$d_{1p,i}$	–	-0.204414 [0.0000]***	-0.199865 [0.0002]***
$\bar{\pi}_i$	0.007062 [0.0099]***	0.002558 [0.1092]	0.002539 [0.1160]
$g\bar{i}_i$	1.010633 [0.2500]	2.120012 [0.0001]***	1.983968 [0.0023]**
$g\bar{x}\bar{m}_i$	0.082806 [0.5209]	0.147665 [0.1933]	0.137645 [0.2523]
$g\bar{y}_i$	-0.175500 [0.8736]	0.946006 [0.2497]	0.874349 [0.3298]
R^2	0.402049	0.594820	0.599544
\bar{R}^2	0.258540	0.497577	0.482744
Prob(F-Stat)	0.031769***	0.000477***	0.001133***
AIC	-0.003625	-0.392802	-0.342030
SIC	0.317005	-0.072173	0.024404
Testes	LM-Stat [Prob. $\chi^2_{(5-6-7)}$]		
White	5.562841 [0.4739]	5.714361 [0.4559]	6.242796 [0.5117]
	F-Stat [Prob]		
RESET	1.453220 [0.2398]	3.387856 [0.0781]*	2.619207 [0.1192]

Nota: Os valores dados entre [] correspondem ao *p-value* e *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

[†] – a estimação apresentada corresponde a mesma levada a cabo na tabela anterior.

Tabela B.10.: Análise da robustez dos resultados da estimação *cross-section* apenas com *dummy* geográfico associado à persistência cíclica (e à volatilidade cíclica apenas na equação 3.7) e variáveis de controlo ($\bar{\pi}_i$ e $\bar{g}_{i,i}$) e de testes de diagnóstico aos resíduos

Variável Independente	Variável Dependente ($g_{\bar{y}_i}$)		
	Modelos		
	(3.7)	(3.8)	(3.9)
a	0.331021 [0.0284]**	0.356202 [0.0010]***	0.363242 [0.0014]***
\bar{v}_i	0.039565 [0.0000]***	–	0.002911 [0.0116]**
p_i	–	0.070275 [0.0554]*	0.080480 [0.0391]**
$d_{1v,i}$	-0.035542 [0.0000]***	–	–
$d_{1p,i}$	–	-0.159956 [0.0000]***	-0.157567 [0.0000]***
$\bar{\pi}_i$	0.006498 [0.0049]***	0.003090 [0.1234]	0.002972 [0.1356]
$\bar{g}_{i,i}$	1.008675 [0.1024]	1.725813 [0.0000]***	1.526192 [0.0003]***
R^2	0.389207	0.527768	0.545497
\bar{R}^2	0.298720	0.457808	0.458093
Prob(F-Stat)	0.008049**	0.000324***	0.000628***
AIC	-0.107377	-0.364664	-0.340429
SIC	0.121645	-0.135643	-0.065604
Testes	LM-Stat [Prob. $\chi^2_{(3-4-5)}$]		
White	2.936414 [0.5685]	2.474917 [0.6491]	3.645848 [0.6014]
RESET	F-Stat [Prob]		
RESET	1.365413 [0.2532]	0.513750 [0.4799]	0.340569 [0.5647]

Nota: Os valores dados entre [] correspondem ao *p-value* e *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Tabela B.11.: (g_{y_t}) – Teste de *Unit Root* e *Multiple Breakpoint*

Países	g_{y_t}				Δg_{y_t}	
	Análise da <i>trend</i>	ADF <i>Unit Root</i>	<i>Multiple Breakpoint</i>		Zivot <i>test with Break</i>	ADF <i>Unit Root</i>
	<i>p-value</i>	t-Stat	<i>Gl L vs.</i>	<i>L+1 vs. L</i>	t-Stat	t-Stat
Aul	0.011**	-10.20 ***	5 vs. 5**	2011Q ₂	-10.2***	-8.293***
Aut	0.039**	-3.579 **	5 vs. 4**	No	–	-3.435**
Bel	0.019**	-5.051 ***	5 vs. 4**	No	–	-7.883***
Can	0.016**	-5.338 ***	5 vs. 4**	No	–	-8.194***
CzR	0.482	-3.500 **	5 vs. 5**	2009Q ₃	-5.43***	-9.951***
Den	0.014**	-10.35 ***	5 vs. 4**	No	–	-12.15***
Fil	0.004***	-6.367 ***	5 vs. 4**	No	–	-9.597***
Fra	0.009***	-4.665 ***	5 vs. 4**	No	–	-12.09***
Ger	0.734	-5.949 ***	5 vs. 2**	No	–	-12.26***
Ice	0.228	-12.13 ***	5 vs. 4**	No	–	-8.239***
Isr	0.800	-6.192 ***	5 vs. 4**	No	–	-13.73***
Ita	0.009***	-4.918 ***	5 vs. 4**	No	–	-11.41***
Jap	0.944	-6.271 ***	5 vs. 0	No	–	-11.19***
Kor	0.502	-5.807 ***	5 vs. 0	No	–	-10.94***
Lux	0.076*	-10.82 ***	5 vs. 3**	No	–	-8.772***
Net	0.000***	-5.086 ***	5 vs. 4**	No	–	-11.26***
NeZ	0.207	-6.059 ***	5 vs. 1**	No	–	-13.63***
Nor	0.048**	-11.32 ***	5 vs. 2**	2008Q ₁	-7.99***	-7.957***
Por	0.000***	-7.688 ***	5 vs. 4**	No	–	-10.34***
SloR	0.649	-8.672 ***	5 vs. 4**	No	–	-8.928***
Slov	0.002***	-5.067 ***	5 vs. 5**	2008Q ₃	-6.68***	-11.15***
Swe	0.224	-5.855 ***	5 vs. 0	No	–	-9.318***
Swi	0.952	-4.544 ***	5 vs. 4**	No	–	-9.305***
UnK	0.004***	-3.750 **	5 vs. 4**	No	–	-8.820***
UnS	0.006***	-5.550 ***	5 vs. 4**	No	–	-13.38***
Arg	0.258	-3.294 **	5 vs. 4**	No	–	-7.787***
Bra	0.562	-7.580 ***	5 vs. 3**	No	–	-13.73***
Indo	0.202	-4.296 ***	5 vs. 2**	No	–	-4.552***
Mex	0.042**	-4.837 ***	5 vs. 5**	2009Q ₃	-6.68***	-9.490***
Pol	0.162	-9.154 ***	5 vs. 4**	No	–	-15.88***
RuF	0.000***	-4.389 ***	5 vs. 5**	2009Q ₂	-5.30***	-7.447***
SoA	0.613	-3.632 ***	5 vs. 4**	No	–	-8.800***

Nota: *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela B.12.: (o_t) – Teste de *Unit Root* e *Multiple Breakpoint*

	o_t				Δo_t	
	Análise da <i>trend</i>	ADF <i>Unit Root</i>	<i>Multiple Breakpoint</i>		ADF <i>Unit Root</i>	
	<i>p-value</i>	t-Stat	<i>Gl L vs.</i>	<i>L+1 vs. L</i>	t-Stat	
Bloco						
Mundial	0.000***	-4.534 ***	5 vs. 5**	2008Q ₄	-4.05	-7.676***

Nota: *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Tabela B.13.: (g_{or_t}) – Teste de *Unit Root* e *Multiple Breakpoint*

	g_{or_t}				Δg_{y_t}	
	Análise da <i>trend</i>	ADF <i>Unit Root</i>	<i>Multiple Breakpoint</i>		ADF <i>Unit Root</i>	
	<i>p-value</i>	t-Stat	<i>Gl L vs.</i>	<i>L+1 vs. L</i>	t-Stat	
Bloco						
Mundial	0.276	-3.702 ***	5 vs. 1**	No	–	-9.464***

Nota: *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Tabela B.14.: (g_{g_t}) – Teste de *Unit Root* e *Multiple Breakpoint*

Países	g_{g_t}				Δg_{g_t}	
	Análise da <i>trend</i>	ADF <i>Unit Root</i>	<i>Multiple Breakpoint</i>		Zivot test with Break	ADF <i>Unit Root</i>
	<i>p-value</i>	t-Stat	<i>Gl L vs.</i>	<i>L+1 vs. L</i>	t-Stat	t-Stat
Aul	0.725	-8.758***	5 vs. 0	–	–	-5.206***
Aut	0.056*	-4.318***	5 vs. 5**	2009Q ₁	-3.99	-11.09***
Bel	0.049**	-3.472*	5 vs. 4**	No	–	-7.336***
Can	0.648	-6.155***	5 vs. 4**	No	–	-9.217***
CzR	0.468	-13.22***	5 vs. 1**	No	–	-8.439***
Den	0.032**	-7.761***	5 vs. 5**	2010Q ₃	-8.70***	-12.04***
Fil	0.009***	-5.554***	5 vs. 3**	No	–	-5.893***
Fra	0.637	-4.610***	5 vs. 1**	No	–	-11.65***
Ger	0.338	-11.60***	5 vs. 4**	No	–	-12.72***
Ice	0.000***	-9.236***	5 vs. 5**	2009Q ₁	-10.7***	-11.98***
Isr	0.884	-8.481***	5 vs. 4**	No	–	-8.892***
Ita	0.007***	-3.230*	5 vs. 5**	2011Q ₁	-5.19**	-17.62***
Jap	0.161	-8.164***	5 vs. 4**	No	–	-11.09***
Kor	0.877	-10.98***	5 vs. 0	–	–	-8.641***
Lux	0.032**	-4.550***	5 vs. 3**	No	–	-5.595***
Net	0.353	-7.950***	5 vs. 5**	2009Q ₄	-9.05***	-11.14***
NeZ	0.486	-9.003***	5 vs. 3**	No	–	-3.146**
Nor	0.168	-14.88***	5 vs. 0	–	–	-8.553***
Por	0.000***	-3.905**	5 vs. 5**	2011Q ₁	-5.17**	-13.24***
SloR	0.660	-3.283**	5 vs. 1**	No	–	-14.64***
Slov	0.000***	-8.704***	5 vs. 5**	2007Q ₂	-11.5***	-11.31***
Swe	0.933	-5.061***	5 vs. 1**	No	–	-4.964***
Swi	0.353	-8.786***	5 vs. 3**	2011Q ₂	-9.37***	-9.653***
UnK	0.293	-11.72***	5 vs. 4**	No	–	-7.916***
UnS	0.007***	-9.998***	5 vs. 5**	2009Q ₄	-4.59	-11.11***
Arg	0.000***	-9.608***	5 vs. 2**	2002Q ₄	-11.1***	-9.057***
Bra	0.672	-16.09***	5 vs. 0	–	–	-6.343***
Indo	0.017**	-7.143***	5 vs. 5**	1998Q ₄	-7.80***	-8.621***
Mex	0.046**	-8.592***	5 vs. 5**	2003Q ₄	-9.45***	-7.407***
Pol	0.040**	-7.272***	5 vs. 5**	2011Q ₂	-8.46***	-10.08***
RuF	0.519	-3.228**	5 vs. 5**	2009Q ₁	-9.76***	-4.121***
SoA	0.441	-10.03***	5 vs. 3**	No	–	-8.389***

Nota: *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela B.15.: (π_t) – Teste de *Unit Root* e *Multiple Breakpoint*

Países	π_t				$\Delta\pi_t$	
	Análise da <i>trend</i>	ADF <i>Unit Root</i>	<i>Multiple Breakpoint</i>		ADF <i>Unit Root</i>	
	<i>p-value</i>	t-Stat	<i>Gl L vs.</i>	<i>L+1 vs. L</i>	t-Stat	
Aul	0.426	-2.794	5 vs. 5**	2009Q ₁	-5.61***	-5.641***
Aut	0.012**	-3.167*	5 vs. 5**	2009Q ₃	-5.14**	-7.636***
Bel	0.557	-3.759***	5 vs. 1**	No	–	-6.404***
Can	0.043**	-3.810**	5 vs. 5**	2006Q ₄	-4.57	-7.779***
CzR	0.000***	-3.221*	5 vs. 5**	1999Q ₁	-4.69	-6.299***
Den	0.124	-1.749	5 vs. 4**	No	–	-7.506***
Fil	0.431	-3.355**	5 vs. 4**	No	–	-3.013**
Fra	0.603	-2.222	5 vs. 5**	2010Q ₂	-3.73	-8.285***
Ger	0.365	-3.184**	5 vs. 5**	2001Q ₂	-3.34	-5.982***
Ice	0.049**	-2.955	5 vs. 5**	2008Q ₂	-3.56	-5.188***
Isr	0.010**	-2.473	5 vs. 5**	2008Q ₄	-3.16	-5.950***
Ita	0.004***	-5.673***	5 vs. 5**	2011Q ₂	-3.92	-3.322**
Jap	0.015**	-2.111	5 vs. 5**	2009Q ₃	-4.56	-6.879***
Kor	0.075*	-5.089***	5 vs. 5**	2008Q ₂	-3.72	-7.159***
Lux	0.005***	-3.136	5 vs. 5**	2002Q ₂	-4.19*	-5.732***
Net	0.067*	-1.459	5 vs. 5**	2010Q ₃	-2.75	-7.567***
NeZ	0.461	-2.082	5 vs. 1**	No	–	-6.334***
Nor	0.522	-1.840	5 vs. 3**	No	–	-7.766***
Por	0.000***	-2.836	5 vs. 4**	No	–	-7.797***
SloR	0.000***	-2.502	5 vs. 5**	2000Q ₃	-3.45	-4.082***
Slov	0.000***	-3.274*	5 vs. 5**	2008Q ₄	-3.14	-6.024***
Swe	0.459	-3.767***	5 vs. 3**	No	–	-6.476***
Swi	0.101	-2.206	5 vs. 5**	2010Q ₃	-4.42	-7.796***
UnK	0.017**	-2.522	5 vs. 5**	2010Q ₁	-3.71	-7.464***
UnS	0.002***	-4.044**	5 vs. 5**	2011Q ₂	-3.53	-5.633***
Arg	0.000***	-5.596***	5 vs. 5**	2002Q ₂	-6.21***	-5.936***
Bra	0.115	-4.290***	5 vs. 1**	No	–	-5.136***
Indo	0.123	-3.794***	5 vs. 0	–	–	-4.539***
Mex	0.000***	-2.587	5 vs. 5**	2008Q ₃	-6.25***	-15.43***
Pol	0.000***	-2.227	5 vs. 5**	2010Q ₁	-4.88*	-4.913***
RuF	0.005***	-3.366*	5 vs. 4**	No	–	-4.637***
SoA	0.383	-3.013**	5 vs. 4**	No	–	-3.657***

Nota: *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela B.16.: (r_t) – Teste de *Unit Root* e *Multiple Breakpoint*

Países	r_t				Δr_t	
	Análise da <i>trend</i>	ADF <i>Unit Root</i>	<i>Multiple Breakpoint</i>		Zivot test with Break	ADF <i>Unit Root</i>
	<i>p-value</i>	t-Stat	<i>Gl L vs.</i>	<i>L+1 vs. L</i>	t-Stat	t-Stat
Aul	0.024**	-3.917**	5 vs. 5**	2008Q ₄	-5.95***	-5.010***
Aut	0.000***	-3.024	5 vs. 5**	2009Q ₁	-4.07	-4.518***
Bel	0.001***	-3.001	5 vs. 5**	2009Q ₁	-4.03	-4.465***
Can	0.000***	-3.219*	5 vs. 5**	2009Q ₁	-4.51*	-4.546***
CzR	0.000***	-3.931**	5 vs. 5**	2009Q ₁	-7.79***	-9.521***
Den	0.000***	-2.598	5 vs. 5**	2009Q ₃	-3.80	-5.123***
Fil	0.000***	-2.999	5 vs. 5**	2009Q ₁	-4.03	-4.527***
Fra	0.000***	-3.023	5 vs. 5**	2009Q ₂	-4.06	-4.540***
Ger	0.000***	-2.955	5 vs. 5**	2009Q ₁	-3.98	-4.512***
Ice	0.006***	-2.087	5 vs. 5**	2009Q ₂	-3.26	-5.894***
Isr	0.000***	-3.167*	5 vs. 5**	2009Q ₁	-3.75	-6.936***
Ita	0.000***	-3.123	5 vs. 5**	2009Q ₁	-3.77	-4.440***
Jap	0.049**	-2.524	5 vs. 5**	2009Q ₄	-4.28	-5.156***
Kor	0.000***	-3.543**	5 vs. 5**	2009Q ₁	-4.15	-5.886***
Lux	0.000***	-2.944	5 vs. 5**	2009Q ₁	-3.98	-4.488***
Net	0.000***	-3.028	5 vs. 5**	2009Q ₁	-4.04	-4.437***
NeZ	0.000***	-3.261	5 vs. 5**	2009Q ₁	-4.18	-5.992***
Nor	0.000***	-3.282**	5 vs. 5**	2009Q ₁	-4.45	-4.437***
Por	0.000***	-3.012	5 vs. 5**	2009Q ₁	-3.84	-4.525***
SloR	0.000***	-1.892	5 vs. 5**	2009Q ₁	-4.31	-3.737***
Slov	0.000***	-8.449***	5 vs. 5**	2009Q ₁	-9.08***	-8.697***
Swe	0.000***	-3.968**	5 vs. 5**	2009Q ₁	-4.32	-4.897***
Swi	0.000***	-2.553	5 vs. 5**	2009Q ₁	-4.06	-5.308***
UnK	0.000***	-3.072	5 vs. 5**	2009Q ₁	-4.53	-4.436***
UnS	0.000***	-2.403	5 vs. 5**	2009Q ₁	-4.34	-4.480***
Arg	0.917	-3.078**	5 vs. 3**	No	–	-8.525***
Bra	0.000***	-3.662**	5 vs. 5**	1999Q ₃	-4.30*	-6.125***
Indo	0.008***	-4.532***	5 vs. 5**	1999Q ₁	-4.95***	-3.739***
Mex	0.000***	-0.965	5 vs. 5**	2009Q ₂	-4.06	-2.863*
Pol	0.000***	-2.649	5 vs. 5**	2002Q ₁	-5.01*	-4.374***
RuF	0.001***	-3.366*	5 vs. 5**	2010Q ₁	-6.00***	-6.606***
SoA	0.000***	-3.205*	5 vs. 5**	2010Q ₄	-3.67	-6.621***

Nota: *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela B.17.: (s_t) – Teste de *Unit Root* e *Multiple Breakpoint*

Países	s_t				Δs_t	
	Análise da <i>trend</i>	ADF <i>Unit Root</i>	<i>Multiple Breakpoint</i>		Zivot test with Break	ADF <i>Unit Root</i>
	<i>p-value</i>	t-Stat	<i>Gl L vs.</i>	<i>L+1 vs. L</i>	t-Stat	t-Stat
Aul	0.000***	-2.500	5 vs. 5**	2008Q ₃	-3.91	-5.661***
Aut	0.000***	-2.059	5 vs. 5**	2008Q ₄	-3.78	-5.458***
Bel	0.029**	-2.591	5 vs. 5**	2008Q ₃	-3.46	-5.133***
Can	0.000***	-3.195*	5 vs. 5**	2008Q ₄	-4.25	-6.300***
CzR	0.000***	-1.844	5 vs. 5**	2008Q ₃	-4.08	-5.780***
Den	0.000***	-3.062	5 vs. 5**	2008Q ₄	-4.04	-5.364***
Fil	0.000***	-2.901	5 vs. 5**	2008Q ₁	-4.18	-5.327***
Fra	0.004***	-2.632	5 vs. 5**	2008Q ₄	-3.31	-5.335***
Ger	0.148	-2.842*	5 vs. 4**	No	–	-5.561***
Ice	0.559	-1.784	5 vs. 5**	2008Q ₄	-4.04	-5.125***
Isr	0.000***	-3.258*	5 vs. 5**	2005Q ₄	-4.32	-5.816***
Ita	0.000***	-2.381	5 vs. 5**	2008Q ₁	-2.94	-5.573***
Jap	0.000***	-2.598	5 vs. 5**	2008Q ₄	-3.74	-5.793***
Kor	0.000***	-3.773**	5 vs. 5**	2008Q ₃	-4.86*	-5.887***
Lux	0.026**	-2.135	5 vs. 5**	2008Q ₄	-4.08	-6.696***
Net	0.269	-2.497	5 vs. 5**	2008Q ₄	-3.62	-5.763***
NeZ	0.090*	-2.069	5 vs. 5**	2008Q ₃	-3.10	-5.839***
Nor	0.000***	-2.481	5 vs. 5**	2008Q ₄	-3.52	-6.607***
Por	0.021**	-2.943	5 vs. 5**	2008Q ₃	-3.97	-5.333***
SloR	0.008***	-1.807	5 vs. 5**	2009Q ₁	-5.57**	-4.409***
Slov	0.011**	-2.420	5 vs. 5**	2008Q ₄	-5.34**	-4.213***
Swe	0.000***	-3.176*	5 vs. 5**	2008Q ₁	-3.79	-5.256***
Swi	0.060*	-2.902	5 vs. 5**	2008Q ₁	-3.24	-5.215***
UnK	0.000***	-2.561	5 vs. 4**	No	–	-5.851***
UnS	0.006***	-3.111	5 vs. 5**	2008Q ₄	-4.49	-5.554***
Arg	0.000***	-2.653	5 vs. 5**	2008Q ₄	-3.94	-5.900***
Bra	0.000***	-2.588	5 vs. 5**	2009Q ₄	-4.03	-6.185***
Indo	0.000***	-2.206	5 vs. 5**	2008Q ₄	-3.75	-5.414***
Mex	0.000***	-2.755	5 vs. 5**	2008Q ₃	-4.67	-5.399***
Pol	0.000***	-2.977	5 vs. 4**	No	–	-4.890***
RuF	0.000***	-2.803	5 vs. 5**	2008Q ₄	-4.13	-5.587***
SoA	0.000***	-2.447	5 vs. 5**	2008Q ₄	-3.50	-6.132***

Nota: *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela B.18.: (g_{x_t}) – Teste de *Unit Root* e *Multiple Breakpoint*

Países	g_{x_t}				Δg_{x_t}	
	Análise da <i>trend</i>	ADF <i>Unit Root</i>	<i>Multiple Breakpoint</i>		ADF <i>Unit Root</i>	
	<i>p-value</i>	t-Stat	<i>Gl L vs.</i>	<i>L+1 vs. L</i>	t-Stat	
Aul	0.353	-9.444***	5 vs. 0	–	–	-9.720***
Aut	0.033**	-5.178***	5 vs. 4**	No	–	-5.507***
Bel	0.164	-6.033***	5 vs. 0	–	–	-8.143***
Can	0.051*	-6.170***	5 vs. 5**	2009Q ₃	-7.55***	-7.257***
CzR	0.167	-7.311***	5 vs. 0	–	–	-13.50***
Den	0.073*	-8.845***	5 vs. 4**	No	–	-16.64***
Fil	0.055*	-10.61***	5 vs. 4**	No	–	-18.48***
Fra	0.052*	-5.120***	5 vs. 5**	2009Q ₄	-5.76***	-11.03***
Ger	0.172	-5.906***	5 vs. 1**	No	–	-12.04***
Ice	0.591	-9.548***	5 vs. 0	–	–	-8.353***
Isr	0.318	-7.735***	5 vs. 1**	No	–	-15.33***
Ita	0.561	-5.114***	5 vs. 2**	No	–	-11.29***
Jap	0.578	-6.353***	5 vs. 0	–	–	-8.423***
Kor	0.058*	-7.366***	5 vs. 4**	No	–	-9.402***
Lux	0.024**	-6.203***	5 vs. 4**	No	–	-11.62***
Net	0.075*	-4.868***	5 vs. 5**	2009Q ₃	-5.71***	-10.91***
NeZ	0.039**	-11.15***	5 vs. 2**	No	–	-7.408***
Nor	0.019**	-11.12***	5 vs. 3**	No	–	-6.143***
Por	0.573	-7.604***	5 vs. 0	–	–	-9.485***
SloR	0.183	-6.641***	5 vs. 0	–	–	-12.14***
Slov	0.360	-5.248***	5 vs. 3**	No	–	-11.019***
Swe	0.025**	-2.645	5 vs. 5**	2009Q ₄	-4.58	-4.829***
Swi	0.191	-5.688***	5 vs. 3**	No	–	-7.996***
UnK	0.090*	-7.865***	5 vs. 2**	No	–	-10.99***
UnS	0.816	-4.963***	5 vs. 1**	No	–	-6.987***
Arg	0.249	-10.97***	5 vs. 4**	No	–	-12.31***
Bra	0.310	-10.95***	5 vs. 0	–	–	-7.898***
Indo	0.900	-9.467***	5 vs. 0	–	–	-17.25***
Mex	0.522	-5.660***	5 vs. 2**	No	–	-8.640***
Pol	0.264	-13.17***	5 vs. 0	–	–	-14.45***
RuF	0.220	-7.990***	5 vs. 0	–	–	-8.592***
SoA	0.584	-9.644***	5 vs. 0	–	–	-9.820***

Nota: *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela B.19.: (e_t)– Teste de *Unit Root* e *Multiple Breakpoint*

Países	e_t				Δe_t	
	Análise da <i>trend</i>	ADF <i>Unit Root</i>	<i>Multiple Breakpoint</i>		<i>Zivot test with Break</i>	ADF <i>Unit Root</i>
	<i>p-value</i>	t-Stat	<i>Gl L vs.</i>	<i>L+1 vs. L</i>	t-Stat	t-Stat
Aul	0.000***	-2.851	5 vs. 5**	2003Q ₁	-4.79	-5.581***
Aut	0.122	-1.991	5 vs. 4**	No	–	-6.705***
Bel	0.009***	-2.739	5 vs. 5**	2007Q ₄	-3.57	-6.333***
Can	0.000***	-2.646	5 vs. 5**	2008Q ₄	-4.37	-5.871***
CzR	0.000***	-2.448	5 vs. 5**	2008Q ₄	-3.45	-6.102***
Den	0.001***	-2.304	5 vs. 5**	2008Q ₄	-3.98	-6.480***
Fil	0.000***	-2.019	5 vs. 5**	2010Q ₁	-3.57	-6.910***
Fra	0.011**	-2.509	5 vs. 5**	2007Q ₄	-3.41	-6.329***
Ger	0.000***	-2.337	5 vs. 5**	2010Q ₁	-3.57	-6.643***
Ice	0.000***	-1.590	5 vs. 5**	2008Q ₄	-4.59	-7.640***
Isr	0.000***	-2.017	5 vs. 5**	2008Q ₄	-4.46	-6.514***
Ita	0.000***	-2.127	5 vs. 5**	2010Q ₁	-4.01	-6.644***
Jap	0.000***	-3.269*	5 vs. 5**	2011Q ₂	-3.73	-3.209**
Kor	0.860	-3.571***	5 vs. 3**	No	–	-6.800***
Lux	0.031**	-2.759	5 vs. 5**	2007Q ₄	-3.40	-6.140***
Net	0.020**	-2.609	5 vs. 5**	2000Q ₂	-3.40	-6.351***
NeZ	0.003***	-2.584	5 vs. 5**	2008Q ₄	-4.51	-5.444***
Nor	0.000***	-2.644	5 vs. 5**	2008Q ₄	-5.16**	-6.388***
Por	0.036**	-2.346	5 vs. 5**	2007Q ₄	-3.44	-6.171***
SloR	0.000***	-1.708	5 vs. 5**	2009Q ₂	-2.81	-6.181***
Slov	0.050*	-2.577	5 vs. 5**	2011Q ₂	-4.32	-6.452***
Swe	0.013**	-2.867	5 vs. 5**	2008Q ₄	-4.76	-5.484***
Swi	0.000***	-2.430	5 vs. 5**	2011Q ₂	-4.25	-6.875***
UnK	0.360	-1.706	5 vs. 4**	No	–	-6.985***
UnS	0.004***	-2.871	5 vs. 5**	2008Q ₄	-4.17	-5.619***
Arg	0.000***	-2.304	5 vs. 5**	2008Q ₄	-4.68	-6.071***
Bra	0.198	-2.141	5 vs. 5**	1999Q ₁	-3.05	-6.383***
Indo	0.016**	-2.856	5 vs. 5**	1998Q ₄	-3.90	-7.932***
Mex	0.000***	-4.117***	5 vs. 5**	2008Q ₄	-5.48**	-7.420***
Pol	0.057*	-2.785	5 vs. 5**	2008Q ₄	-3.66	-6.045***
RuF	0.000***	-2.298	5 vs. 5**	2009Q ₁	-3.43	-4.968***
SoA	0.000***	-2.369	5 vs. 5**	2010Q ₄	-4.02	-6.395***

Nota: *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela B.20.: (v_t) – Teste de *Unit Root* e *Multiple Breakpoint*

Países	v_t				Δv_t	
	Análise da <i>trend</i>	ADF <i>Unit Root</i>	<i>Multiple Breakpoint</i>		Zivot test with Break	ADF <i>Unit Root</i>
	<i>p-value</i>	t-Stat	<i>Gl L vs.</i>	<i>L+1 vs. L</i>	t-Stat	t-Stat
Aul	0.004***	-4.823***	5 vs. 5**	2009Q ₁	-3.43	-8.669***
Aut	0.026**	-2.351	5 vs. 5**	2008Q ₄	-6.81***	-8.690***
Bel	0.386	-7.084***	5 vs. 0	–	–	-8.890***
Can	0.353	-8.494***	5 vs. 0	–	–	-7.975***
CzR	0.107	-4.357***	5 vs. 0	–	–	-10.48***
Den	0.726	-5.872***	5 vs. 1**	No	–	-11.92***
Fil	0.225	-6.883***	5 vs. 0	–	–	-9.033***
Fra	0.165	-3.735***	5 vs. 0	–	–	-9.880***
Ger	0.444	-5.689***	5 vs. 0	–	–	-11.26***
Ice	0.392	-7.748***	5 vs. 4**	No	–	-8.671***
Isr	0.000***	-3.670**	5 vs. 5**	2009Q ₂	-3.45	-5.237***
Ita	0.449	-5.476***	5 vs. 0	–	–	-11.10***
Jap	0.123	-3.788***	5 vs. 2**	No	–	-6.961***
Kor	0.000***	-2.834	5 vs. 5**	2009Q ₁	-13.4***	-8.694***
Lux	0.656	-6.707***	5 vs. 0	–	–	-8.238***
Net	0.177	-1.135	5 vs. 5**	2009Q ₄	-3.69	-7.771***
NeZ	0.935	-5.651***	5 vs. 1**	No	–	-8.017***
Nor	0.006***	-3.650**	5 vs. 5**	2010Q ₄	-4.14	-8.284***
Por	0.383	-2.607*	5 vs. 5**	2009Q ₁	-4.13	-6.999***
SloR	0.517	-6.160***	5 vs. 4**	No	–	-8.353***
Slov	0.495	-5.464***	5 vs. 0	–	–	-8.623***
Swe	0.015**	-3.410*	5 vs. 5**	2009Q ₁	-9.96***	-6.798***
Swi	0.996	-4.785***	5 vs. 3**	No	–	-9.554***
UnK	0.239	-4.431***	5 vs. 0	–	–	-10.15***
UnS	0.536	-7.607***	5 vs. 0	–	–	-15.25***
Arg	0.151	-7.975***	5 vs. 0	–	–	-12.59***
Bra	0.721	-7.611***	5 vs. 0	–	–	-7.733***
Indo	0.047**	-9.369***	5 vs. 4**	No	–	-3.306**
Mex	0.722	-4.978***	5 vs. 0	–	–	-10.33***
Pol	0.017**	-11.78***	5 vs. 5**	2009Q ₁	-7.55***	-3.317**
RuF	0.131	-2.755*	5 vs. 4**	No	–	-5.606***
SoA	0.265	-4.925***	5 vs. 2**	No	–	-10.51***

Nota: *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela B.21.: *Inputs* do modelo SVAR para choques estruturais de política monetária

Países	Vetor das variáveis do modelo SVAR	
	Endógenas	Exógenas
Aul	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d08_{Q_4}, d09_{Q_1}, d11_{Q_2}]'$
Aut	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, \pi_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d08_{Q_4}, d09_{Q_3}]'$
Bel	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
Can	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
CzR	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
Den	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_3}]'$
Fil	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
Fra	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_4}]'$
Ger	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
Ice	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
Isr	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
Ita	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
Jap	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, e_t, v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
Kor	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, e_t, v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
Lux	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d02_{Q_2}, d09_{Q_1}]'$
Net	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_3}]'$
NeZ	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
Nor	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, e_t, v_t]'$	$[t, d08_{Q_1}, d08_{Q_4}, d09_{Q_1}]'$
Port	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
SloR	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
Slov	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d08_{Q_3}, d09_{Q_1}]'$
Swe	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
Swi	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
UnK	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
UnS	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_1}]'$
Arg	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d02_{Q_2}]'$
Bra	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d99_{Q_3}]'$
Indo	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d99_{Q_1}]'$
Mex	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, e_t, v_t]'$	$[t, d08_{Q_4}, d09_{Q_3}]'$
Pol	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d02_{Q_1}, d09_{Q_1}, d10_{Q_1}]'$
RuF	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q_2}, d10_{Q_1}]'$
SoA	$[o_t, gor_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d10_{Q_4}]'$

Tabela B.22.: *Inputs* do modelo SVAR para choques estruturais de política orçamental

Vetor das variáveis do modelo SVAR		
Países	Endógenas	Exógenas
Aul	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d08_{Q4}, d09_{Q1}, d11_{Q2}]'$
Aut	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d08_{Q4}, d09_{Q3}]'$
Bel	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}]'$
Can	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}]'$
CzR	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}]'$
Den	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q3}, d10_{Q3}]'$
Fil	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}]'$
Fra	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q2}]'$
Ger	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}]'$
Ice	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}]'$
Isr	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}]'$
Ita	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}, d11_{Q1}]'$
Jap	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, e_t, v_t]'$	$[t, d09_{Q4}]'$
Kor	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, e_t, v_t]'$	$[t, d09_{Q1}]'$
Lux	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d02_{Q2}, d09_{Q1}]'$
Net	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q4}]'$
NeZ	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}]'$
Nor	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, e_t, v_t]'$	$[t, d08_{Q1}, d09_{Q1}]'$
Port	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}, d11_{Q1}]'$
SloR	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}]'$
Slov	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d07_{Q2}, d08_{Q3}, d09_{Q1}]'$
Swe	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}]'$
Swi	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}, d11_{Q2}]'$
UnK	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}]'$
UnS	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}]'$
Arg	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d02_{Q2}, d02_{Q4}]'$
Bra	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d99_{Q3}]'$
Indo	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d98_{Q4}]'$
Mex	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, e_t, v_t]'$	$[t, d09_{Q3}]'$
Pol	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d02_{Q1}, d09_{Q1}, d10_{Q1}, d11_{Q2}]'$
RuF	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d09_{Q1}]'$
SoA	$[o_t, gor_t, gg_t, gy_t, \pi_t, r_t, \Delta(s_t), gx_t, \Delta(e_t), v_t]'$	$[t, d10_{Q4}]'$

Tabela B.23.: Teste de autocorrelação aos resíduos do modelo SVAR

Países	Autocorrelação	
	PM – (3.16)	PO – (3.19)
Aul	96.2050 [0.1192]	108.605 [0.2615]
Aut	55.1835 [0.9875]	83.8024 [0.8782]
Bel	69.7485 [0.8094]	81.2065 [0.9154]
Can	82.1454 [0.4436]	93.2077 [0.6715]
CzR	77.9146 [0.5765]	102.424 [0.4141]
Den	73.3515 [0.7150]	103.539 [0.3842]
Fil	99.5648 [0.0790]*	113.103 [0.1747]
Fra	74.5511 [0.6801]	97.0461 [0.5650]
Ger	90.2310 [0.2262]	104.022 [0.3716]
Ice	91.0038 [0.2096]	96.0393 [0.5935]
Isr	106.921 [0.0285]**	106.260 [0.3154]
Ita	93.6094 [0.1598]	124.194 [0.0509]*
Jap	69.9301 [0.8051]	79.3209 [0.9369]
Kor	91.1607 [0.2064]	119.612 [0.0882]*
Lux	99.0960 [0.0839]*	108.958 [0.2539]
Net	65.8491 [0.8889]	97.5435 [0.5509]
NeZ	76.8586 [0.6097]	98.6692 [0.5189]
Nor	72.1407 [0.7487]	105.197 [0.3415]
Por	82.6893 [0.4270]	89.9970 [0.7533]
SloR	92.7914 [0.1744]	118.833 [0.0963]*
Slov	72.9355 [0.7268]	90.0843 [0.7512]
Swe	81.4104 [0.4663]	99.2560 [0.5022]
Swi	84.3310 [0.3781]	116.545 [0.1235]
UnK	91.6757 [0.1959]	91.1032 [0.7262]
UnS	107.057 [0.0279]**	120.744 [0.0774]*
Arg	82.4972 [0.4328]	93.5932 [0.6612]
Bra	97.7454 [0.0992]*	124.731 [0.0476]**
Indo	106.817 [0.0289]**	104.090 [0.3698]
Mex	78.5908 [0.5551]	115.602 [0.1363]
Pol	72.2237 [0.7464]	103.632 [0.3818]
RuF	71.0548 [0.7772]	105.966 [0.3225]
SoA	88.3342 [0.2704]	113.509 [0.1680]

Nota: Os resultados apresentados correspondem ao teste de autocorrelação de ordem 4, onde os valores dados entre [] correspondem ao *p-value* e *, **, *** dizem respeito a rejeição da hipótese H_0 ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respetivamente.