



FEUC FACULDADE DE ECONOMIA  
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Clara Carolina Gomes Francisco Gomes

# A Convergência de Preços na U. E. M.

Trabalho de Projeto

Mestrado em Economia, na especialidade de Economia Financeira, apresentada à Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra para obtenção do grau de Mestre

Orientador: Prof. Doutor João Alberto Sousa Andrade

Coimbra, 2014

## **Agradecimentos**

Ao Professor Doutor João Alberto Sousa Andrade pela orientação, paciência e compreensão, indispensáveis à execução deste trabalho de projeto.

A todos os professores que me marcaram durante o meu percurso académico, o Professor Doutor Paulo Saraiva, o Professor Doutor António Alberto Santos, com um especial agradecimento ao Professor Doutor Joaquim Romero Magalhães por ser uma fonte inesgotável de conhecimento e inspirar-me a cada aula.

À Albertina Morais e à Maria de Lurdes Ramos, funcionárias da biblioteca da Faculdade de Economia, que se mostraram sempre disponíveis para ajudar na pesquisa bibliográfica necessária ao meu trabalho.

A todos os colegas e amigos que fizeram parte da minha vida nos últimos cinco anos. Um muito obrigada, pela amizade e companheirismo, à Andrea Araújo, ao Rui Henriques, ao Nuno Teixeira, à Joana Vitória, à Rafaela Ferreira Marques, ao Hugo Azevedo e à Vânia Sá.

Ao Gonçalo Marouvo, por sempre me incentivar a elevar os meus objetivos.

À Laetitia Flora por, acima de tudo, ter sido uma amiga inextinguível que me apoiou em todas as ocasiões.

Aos meus avós, Maria Aliete, José Francisco e Maria Clara, e restante família por acreditarem em mim, orgulharem-se de mim e apoiarem-me de todas as maneiras possíveis durante todo o meu percurso académico, mesmo à distância de 500km.

Por último, aos meus pais, Fernanda e Nuno, não apenas por me terem proporcionado uma formação académica mas, sobretudo, pelos valores que me transmitiram ao longo da vida e que fazem de mim a pessoa que sou hoje.

## **Resumo**

Este trabalho de projeto tem como objetivo confirmar a existência de convergência nominal nos onze primeiros países a aderirem ao euro. A existência de convergência nominal é uma condição necessária à sustentabilidade da UEM. Uma tendência que pode contrariar a convergência encontra-se no efeito Bela-Balassa-Samuelson. Para testar a sua existência utilizam-se dados em painel e conclui-se que este efeito apenas existe para a inflação segundo o IPCH. A convergência das taxas de inflação foi estudada através da análise de estacionaridade dos diferenciais de inflação e da existência de cointegração entre as taxas de inflação relativamente à economia benchmark. Confirma-se que existe convergência entre as taxas de inflação dos países analisados com a da Alemanha, à exceção da Áustria e da Holanda.

**Palavras-chave:** Área Monetária, Efeito Bela-Balassa-Samuelson; Convergência; Estacionaridade; Cointegração

**Classificação JEL:** E31, C22, C23

## **Abstract**

This research project aims to confirm the existence of nominal convergence among the first eleven countries to join the Euro. Previous research showed that nominal convergence is a necessary condition for the sustainability of EMU. Furthermore, it has been suggested that the Bela-Balassa-Samuelson effect can counteract the convergence process. In the framework of a panel dataset structure, we find evidence of this effect for HICP inflation. The inflation rates convergence relative to the benchmark economy (Germany) is assessed by the carrying out unit root and cointegration tests. It is confirmed that there is convergence between the inflation rates, with the exception of Austria and the Netherlands.

**Keywords:** Currency Area ; Bela-Balassa-Samuelson Effect; Convergence; Stationarity; Cointegration

**JEL Classification:** E31, C22, C23

## Índice

1. Introdução.....	1
2. Revisão da literatura.....	3
2.1. Áreas monetárias ótimas .....	3
2.2. O Efeito Bela-Balassa-Samuelson .....	6
2.3. A Convergência Nominal .....	9
3. Descrição de Dados, Metodologia e Modelos.....	12
3.1. Descrição de Dados .....	12
3.2. Metodologia .....	13
3.2.1. Confirmação Empírica do Efeito Bela-Balassa-Samuelson .....	13
3.2.2. Confirmação Empírica da Convergência Nominal.....	18
3.2.2.1. Através de testes de estacionaridade .....	18
3.2.2.2. Através de testes de cointegração.....	21
4. Conclusões .....	26

## Bibliografia

## Anexos

## Índice de quadros

<b>Quadro 1:</b> Resultados dos testes <i>pooled</i> OLS, efeitos fixos e efeitos aleatórios com a inflaçãoIPGDP.....	16
<b>Quadro 2:</b> Estimacões dos modelos <i>pooled</i> , efeitos fixos e efeitos aleatórios com a inflaçãoIPGDP.....	16
<b>Quadro 3:</b> Resultados dos testes <i>pooled</i> OLS, efeitos fixos e efeitos aleatórios com inflaçãoIPCH.....	17
<b>Quadro 4:</b> Estimacões dos modelos <i>pooled</i> , efeitos fixos e efeitos aleatórios com a inflaçãoIPCH.....	17
<b>Quadro 5:</b> Resumo da Convergência Nominal.....	23

## Índice de figuras:

<b>Figura 1:</b> IPGDP não corrigido da Áustria.....	25
<b>Figura 2:</b> IPCH não corrigido da Áustria.....	25
<b>Figura 3:</b> IPGDP não corrigido da Holanda.....	25
<b>Figura 4:</b> IPCH não corrigido da Holanda.....	25

## 1. Introdução

Num período de ceticismo quanto à sustentabilidade da zona euro e de receios perante as discrepâncias, a vários níveis, entre os países da União Económica e Monetária (UEM), considera-se pertinente abordar um dos critérios de convergência económica que permite a adesão à moeda única europeia. O critério em causa consiste na convergência nominal, sendo que, sem este, dificilmente a UEM se poderá afirmar como uma zona monetária integrada. Não se pode ignorar que apenas países com taxas de inflação muito semelhantes e reduzidas poderão ter sucesso na zona euro.

Estes critérios de convergência foram concebidos para assegurar que a economia de cada Estado Membro candidato esteja suficientemente preparada para a adoção da moeda única e se possa integrar de forma harmónica no regime monetário da zona euro. Como houve falhas no cumprimento desses critérios e perante as incertezas quanto à continuidade da UEM, é interessante estudar se a convergência em causa sempre se confirma.

O Tratado de Maastricht (1992) estabelece quatro critérios de convergência: estabilidade de preços, situação das finanças públicas, taxas de câmbio e taxas de juro de longo prazo. O primeiro está relacionado com “a taxa de inflação de um Estado-Membro não poder exceder em mais de 1,5% a dos três Estados-Membros que apresentam os melhores resultados relativamente à estabilidade dos preços observados no ano anterior ao exame da situação do Estado-Membro” (art.121º do Tratado que institui a Comunidade Europeia). Já o segundo concerne ao controlo do défice público anual e da dívida pública de cada Estado-Membro. O terceiro trata-se do impedimento da desvalorização da moeda nacional por própria iniciativa do Estado-Membro. Por fim, o critério das taxas de juro nominais de longo prazo afirma que as mesmas não devem exceder mais de 2% da taxa, no máximo, dos três Estados-Membros que apresentam os melhores resultados relativamente à estabilidade dos preços (ou seja, similar ao critério da estabilidade dos preços). O “critério taxa de inflação” está assim presente de forma direta e ainda indireta através da taxa de juro e da taxa de câmbio.

Numa altura em que as economias menos desenvolvidas da zona euro, como é o caso de Portugal, tendem a crescer pouco e a manter salários relativamente baixos, divergindo dos restantes países da zona euro, deve-se analisar com especial atenção quais as consequências das políticas europeias nestes países. Isto porque um dos efeitos

a ter em conta no processo de integração europeia é o efeito Bela-Balassa-Samuelson (BBS), que afirma que um elevado crescimento económico é acompanhado por uma evolução positiva da taxa de inflação, motivada pela pressão para o aumento dos preços no sector não transacionável da economia. Se a integração económica leva a um processo de convergência real teremos as economias menos desenvolvidas a crescer a taxas mais elevadas e assim o próprio processo de integração contribui para a divergência das taxas de inflação. Procurar-se-á compreender se este efeito se verifica na zona euro, o que afetaria de forma muito negativa a convergência nominal.

Com a ambição de esclarecer este assunto, propõe-se analisar o tema supracitado, tentando averiguar como têm evoluído os preços na zona euro e quais as suas previsíveis consequências sobre a estabilidade na UEM. Portanto, com este trabalho pretende-se verificar a existência do efeito BBS e eventuais consequências que advenham da verificação deste último efeito, assim como a convergência das taxas de inflação, nos primeiros doze países que aderiram ao euro, à exceção do Luxemburgo pelas suas características especiais. Se a convergência nominal é uma consequência natural da integração monetária através do funcionamento do mercado europeu de bens, pelo contrário, o efeito Bela-Balassa-Samuelson pode contrariá-la nas economias menos desenvolvidas e que, por isso, tenderão a ter um crescimento mais forte, como já referimos.

Os dados estatísticos utilizados no trabalho são obtidos a partir da base de dados da Comissão Europeia, a AMECO, e têm o horizonte temporal de 1960 até 2012. É testada a relação entre o crescimento das economias e a taxa de inflação. A análise de estacionaridade envolve os diferenciais de inflação e ainda a inflação corrigida de variações cíclicas. Em resultado da natureza do trabalho usam-se métodos de painel e de séries-temporais.

O trabalho decorre primeiramente com uma revisão de literatura sobre o tema e o respetivo suporte teórico. Na secção 3 são explicitados os dados estatísticos utilizados neste trabalho, bem como a metodologia utilizada para concretizar os objetivos propostos. Esta é subdividida em corroboração empírica do Efeito BBS e, seguidamente, confirmação empírica da convergência nominal. Para esta última, utilizam-se testes de estacionaridade e testes de cointegração.

## 2. Revisão da literatura

Esta secção destina-se a expor uma breve revisão das previsões da literatura teórica e empírica em relação ao conceito de área monetária ótima, ao efeito Bela-Balassa-Samuelson (BBS) e à convergência nominal na zona euro, criando assim uma base para o desenvolvimento deste estudo.

### 2.1. Áreas monetárias ótimas

McKinnon (2000) analisa o tema das áreas monetárias ótimas e para tal recorre à análise da teoria do pioneiro na introdução deste conceito, o economista Robert Mundell. Este autor formulou teorias relativamente ao funcionamento de políticas monetárias e orçamentais em economias abertas (Mundell, 1960). Para além disso, foi defensor de uma União Económica e Monetária (UEM), que acabou por se concretizar com a criação da moeda única europeia.

Das suas opiniões surge um paradoxo, que se materializa na sua produção científica que oscila entre artigos que defendem uma dimensão reduzida para uma área regida pela mesma moeda, e outros que prescrevem uma vasta área como a dimensão ótima. Esta contradição é explorada pelos opositores à UEM (sendo estes maioritariamente economistas), que alicerçaram a sua argumentação na obra *A Teoria das Zonas Monetárias Ótimas* (Mundell, 1961), considerado afinal um artigo contra uma política monetária comum que aparenta defender áreas monetárias menores a maiores. Mas da perspectiva dos políticos defensores de uma União, a argumentação subjacente foi reforçada com recurso a outras posições deste autor. Ele defendia que se uma moeda comum for gerida de forma sustentável, então o seu poder de compra permanecerá estável, logo, quanto maior a área abrangida pela mesma moeda, maior o benefício em termos de eficiência – mesmo que compreenda diversas regiões ou nações sujeitas a “choques assimétricos”, isto é, “perturbações inesperadas no output nacional que afetam um país de forma diferente do outro” (McKinnon 2000).

Podem ser identificados dois modelos deste autor relativamente a esta temática. Um deles baseia-se em expectativas estáticas, enquanto o outro defende a partilha do risco. O primeiro tem como hipótese subjacente a aceção de que os agentes económicos tomam o nível geral de preços, as taxas de juro e a taxa de câmbio como variáveis fixas ao longo do tempo. Associada a esta hipótese está a assunção de que a mobilidade



laboral é restrita a um espaço geográfico de dimensão reduzida, que pode sofrer “choques assimétricos”.

Assim, uma política monetária nacional independente, com um regime de câmbios flexíveis, seria um processo favorável na estabilização da economia doméstica. Mesmo para os pequenos países, um melhor controlo macroeconómico – no sentido Keynesiano de um governo ativista na compensação de choques assimétricos, do lado da procura e da oferta – mais que compensa os custos associados. Mundell e outros economistas consideraram que um regime no qual existisse flexibilidade da taxa de câmbio era imperativo para diminuir a amplificação dos choques, pois a variação no preço da moeda nacional poderia constituir um mecanismo de ajustamento importante para garantir a estabilização da economia nacional.

Numa segunda fase da sua produção científica, Mundell abandona a teoria referida acima e foca-se na influência que a incerteza cambial possui no mercado de capitais, ao impossibilitar a diversificação do portefólio de ativos e a partilha do risco. Assim, é demonstrado que uma moeda comum entre países pode reduzir os choques assimétricos, através da minimização do risco para o conjunto de países da zona monetária ótima, pela partilha de reservas cambiais para as quais todos contribuem. Considerando que, sob uma taxa de câmbio flexível, sem a possibilidade de diversificação de carteira, um país que enfrenta um efeito adverso com efeito depreciativo sobre a sua moeda, descobre que os seus ativos valem menos quando expressos em moeda estrangeira.

O plano de Mundell para a libertação europeia da sua dependência em relação ao dólar dos Estados Unidos da América (EUA) começou pela escolha de uma moeda de um país europeu para proporcionar uma nova referência nominal à qual os restantes indexassem as suas taxas de câmbio. Em 1970, a sua sugestão para moeda principal foi a libra esterlina “A Grã-Bretanha tem o maior poder financeiro e a libra ainda é uma moeda mundial” (Mundell, 1973b, p.158). Em vez disso, o futuro acabou por dar esse papel ao marco alemão, dada a estabilidade da política monetária alemã.

Analisando-se a posição do euro no mercado cambial mundial, e tendo em consideração a maior preferência mundial pelo dólar como moeda de reserva, podem-se identificar duas interpretações económicas do papel da moeda única europeia na

economia global. A primeira centra-se na integração económica dos bens e fatores produtivos entre os países da Europa e também com os seus principais parceiros comerciais: uma área monetária ótima extensa. Assim, esta interpretação sugere uma maior influência do euro, para além das atuais fronteiras políticas da União Europeia, o que se materializa pelo valor das suas exportações, representando este uma massa económica aproximada da dos EUA. Deste modo, alguns parceiros cujas trocas sejam mais intensas com o bloco europeu possuiriam vantagens caso adotassem o euro como moeda de referência e de reserva de valor.

A segunda interpretação baseia-se na necessidade de uma unidade de referência internacional, para além da que está associada a estreitas ligações comerciais. A economia mundial precisa de uma unidade de conta, que funcione, não só como meio de pagamento, como também de reserva de valor para as entidades públicas e privadas. Na ausência de uma moeda metálica geralmente aceite a nível internacional, tal como o ouro ou mesmo a moeda de um país como os EUA, inevitavelmente uma das outras moedas nacionais seria selecionada, por hábito ou costume. A economia internacional necessita de moedas estáveis como referência e sobretudo como reserva de valor. A substituição do dólar pelo euro, a ser bem-sucedida, será um processo lento como aconteceu com a passagem da libra para o dólar.

A predominância do dólar não se restringe unicamente ao mercado interbancário, mas também ao comércio de matérias-primas. Assim, o nível de preços nos EUA é imune às flutuações da taxa de câmbio do dólar em relação a outras moedas, pois as suas importações e as suas exportações são maioritariamente denominadas em dólares. Também a Europa é uma economia grande e integrada que utiliza a sua própria moeda para a denominação das suas transações com economias do exterior. Flutuações na taxa de câmbio euro/dólar têm pouco impacto sobre os índices de preços europeus, podendo ser ignorados em certas circunstâncias.

Além do ouro, cerca de 70% das reservas oficiais em todo o mundo são em dólares. Apesar da necessidade de diversificação das mesmas, os governos e os Bancos Centrais de fora da Europa têm preferido possuir dólares – principalmente em Títulos do Tesouro americano. Mesmo substituindo as reservas em moedas extintas pela nova moeda europeia, o euro, o grau de atração desta nova moeda não é superior ao daquelas que substituiu.

Adicionalmente, existe o problema de como poderá o euro ser uma referência. O conjunto dos países da UE não possui uma dívida tão significativa como o *stock* de títulos do Tesouro americano e, para além disso, o Banco Central Europeu (BCE) estabelece que os Bancos Centrais nacionais não sejam controlados pelo governo do próprio país. Para além disso, atualmente, o risco de incumprimento não é desprezável. Em comparação com o Tesouro dos EUA, uma posição em títulos denominados em euros envolverá alguns riscos de incumprimento, que diferem de país para país. Embora tanto o Tesouro dos EUA, como os títulos públicos europeus estejam sujeitos a risco cambial, ou seja, pela via da inflação e da depreciação da moeda, as obrigações europeias provavelmente permanecerão um pouco menos atrativas como ativos de reserva oficiais.

## **2.2. O Efeito Bela-Balassa-Samuelson**

Segundo o efeito BBS, com o processo de desenvolvimento dos países menos desenvolvidos, prevê-se que os preços dos serviços (bens não transacionáveis) subam mais que os dos produtos industriais (bens transacionáveis), uma vez que a evolução da produtividade destes últimos superará a dos serviços. Mesmo que ambos os setores apresentem idênticas remunerações por hora de trabalho, o setor dos serviços irá verificar aumentos salariais acima do aumento da sua produtividade, exercendo uma pressão inflacionista no terceiro setor. E se os preços dos bens industriais não diminuir em resposta ao aumento da produtividade, a taxa de inflação total será positiva e superior à taxa de inflação deste setor. Afinal, a resposta final dependerá do peso dos serviços na economia.

Égert (2002) recorre à técnica de cointegração para relevar a importância diferenciada que o efeito tem nos países de transição, República Checa, Hungria, Polónia, Eslováquia e Eslovénia. Se por um lado estabelecem-se relações de cointegração, de longo prazo entre o crescimento da produtividade e os preços relativos, por outro a ligação entre os preços relativos e os movimentos das taxas de câmbio reais revela-se mais fraca. Como filiação teórica, este autor considera que o crescimento da produtividade no setor dos bens transacionáveis excedendo o da produtividade no setor dos bens não transacionáveis implica que os preços destes últimos aumentarão devido ao processo de igualização dos salários entre os dois setores. Quando o aumento da produtividade de um país é maior do que noutro, a inflação será maior no primeiro.

Como contributo deste autor, retira-se a constatação que, em vez da existência de ganhos elevados da produtividade em alguns países e suas consequências, o critério de Maastricht na inflação pode não ser um problema no acesso à UEM. Assim, o autor defende uma adesão rápida dos candidatos analisados.

Um outro estudo que procura determinar o efeito BBS foi conduzido por Lommatzsch e Taber (2006), no qual se argumenta que o efeito supracitado não influencia de forma significativa a evolução temporal do nível geral de preços. Como justificação, afirma-se que, na prática, os diferenciais de produtividade não dependem apenas da intensidade do efeito BBS para influenciarem o nível geral de preços, mas também do impacto do aumento da produtividade sobre os preços industriais. Deste modo, com o aumento da produtividade e a diminuição dos custos unitários do trabalho, poderão gerar-se tendências de deflação no setor transacionável. Esta taxa de crescimento da produtividade elevada tem como consequência uma depreciação real da moeda, decorrente do aumento de competitividade do país. Os efeitos diferenciados sobre a taxa de inflação e, conseqüentemente, sobre a taxa de câmbio real, repercutir-se-ão negativamente nas economias com inflação acima da média. Em suma, este trabalho conclui que o efeito BBS pode ser estabelecido para os membros da zona euro. No entanto, o efeito aparenta ter maior impacto nos preços medidos pelo deflator do PIB.

Dado constituir um mecanismo cuja verificação é testada neste trabalho, é pertinente explicitar o modelo de BBS pormenorizadamente, recorrendo a alguma formalização matemática. Como já foi referido, este modelo explica a inflação através da evolução relativamente superior da produtividade no setor dos bens transacionáveis. Os preços dos bens não transacionáveis<sup>1</sup> vão subir devido à ausência dos ganhos de produtividade. O mecanismo de formação dos preços é “*supply-driven*”, resultando do comportamento maximizador dos lucros por parte das empresas, sendo que o processo produtivo de cada uma pode ser escrito sob a forma de uma função de produção Cobb-Douglas:

$$Y_i = A_i K_i^{\alpha_i} L_i^{1-\alpha_i} \quad (1)$$

---

<sup>1</sup> De salientar que os “bens não transacionáveis” são, na maioria dos casos, pertencentes ao setor terciário. Desta forma, a produção deste setor possuirá uma componente significativa de serviços.

Em que as variáveis apresentam o significado usual,  $Y$  é o output compósito de um setor;  $K$  e  $L$  são os fatores de produção empregues no setor subjacente, capital e trabalho;  $A$  é a produtividade total dos fatores. Esta função encontra-se na forma agregada para o  $i$ -ésimo setor, sendo que a divisão pertinente será efetuada entre bens transacionáveis (T) e não transacionáveis (NT), ou seja,  $i \in \{T, NT\}$ . O principal aspeto diferenciador entre os dois setores reside no fato de o setor transacionável, por natureza intrínseca, ser relativamente mais intensivo em capital, isto é,  $\alpha_T > \alpha_{NT}$ , aspeto que se traduzirá num potencial superior para a existência de melhorias na produtividade do trabalho. Para cada setor, a empresa maximiza o lucro igualando o salário nominal ( $W$ ) à produtividade marginal do trabalho em valor, tomando o preço ( $P$ ) como uma variável fixa, dado que se está num ambiente de concorrência perfeita:

$$W_i = P_i \frac{\partial Y_i}{\partial L_i} \quad (2)$$

Por se encontrarem sujeitos à concorrência internacional, será razoável assumir que o preço dos bens transacionáveis é igual a nível mundial, sendo uma variável exógena. Deste modo, sob esta hipótese, a existência de diferenciais de inflação entre países seria explicada pela evolução díspar dos preços dos bens não transacionáveis. Para além disso, existindo mobilidade perfeita do fator trabalho dentro da economia, e sendo este fator uniforme, haverá uma igualização nos salários,  $W_{NT} = W_T$ . Adicionando a este pressuposto a condição de maximização do lucro, tem-se que existe uma correspondência inversa entre o preço relativo dos bens dos dois setores e o rácio das suas produtividades marginais. No entanto, dado que a produtividade marginal do trabalho não é (diretamente) mensurável, será útil substituí-la pela produtividade média. Isto é possível de efetuar sem grandes manipulações matemáticas pois a elasticidade do output em relação aos *inputs* é constante e, por definição, igual ao rácio entre a produtividade marginal e média. Sendo assim, obtém-se:

$$\frac{P_{NT}}{P_T} = \frac{(1-\alpha_T) \frac{Y_T}{L_T}}{(1-\alpha_{NT}) \frac{Y_{NT}}{L_{NT}}} \quad (3)$$

Sendo as elasticidades um parâmetro técnico fixo, ao logaritmizar e derivar em ordem ao tempo esta última expressão, e sendo a inflação no setor transacionável constante em todos os países, demonstra-se que uma evolução relativamente superior da produtividade no setor associado aos bens exportáveis repercutir-se-á numa pressão

inflacionista sobre o setor imune à concorrência internacional. Deste modo, as evoluções diferentes nesta variável explicativa poderão constituir uma fonte para a divergência de taxas de inflação entre países. Lommatzsch e Tober (2006) também reportam esta relação com base nas hipóteses de igualização dos salários dentro da economia e de preço único dos bens transacionáveis a nível internacional. Se a distorção dos salários entre setores for constante ao longo do tempo, as interpretações referidas continuarão a ser válidas; caso este aspeto não se verifique, a condição acima pode ser reescrita com a inclusão dos salários em cada período, o que exprimirá o preço relativo como função do rácio entre custos unitários do trabalho. Finalmente, se não existe igualização do preço dos bens transacionáveis a nível internacional, então interpretar esta relação como explicativa dos diferenciais de inflação entre países já será uma conclusão que não é possível tomar.

### **2.3. A Convergência Nominal**

O início da reflexão científica sobre o tema no qual esta secção irá versar remete-nos para um horizonte temporal recente, pois surgiu com o Tratado de Maastricht, que estabelece um critério de estabilidade de preços para os países candidatos à UEM e, por conseguinte, de adesão à moeda única europeia. Avaliar a existência da convergência nominal, desde o princípio da moeda única europeia, é uma tarefa complicada devido à quantidade limitada de dados e ao fraco desempenho das técnicas usuais de séries temporais para testar a sua evolução, daí a variedade de abordagens adotadas para estudar este tópico. Também a heterogeneidade a vários níveis entre os países analisados torna complexa a análise do processo de convergência.

Note-se que os diferenciais de crescimento não são indesejáveis *per si*, tal depende da causa dessas discrepâncias. Numa união monetária com diferentes países e choques assimétricos, uma relativa divergência é expectável e até necessária, Ahearne, A. e Pisani-Ferry, J. (2006). As economias têm diferentes estruturas produtivas e os efeitos de choques em termos de difusão e de evolução temporal fazem sentir-se de forma diferente de acordo com as estruturas de cada nação.

Siklos (2009) propõe realizar testes ADF ao diferencial entre a inflação de um dado país e a média da inflação dos três países com inflação mais baixa, para estabelecer uma conexão com uma das alíneas do Tratado de Maastricht. Argumenta-se que estes testes devem ser realizados sem constante, pois se, por exemplo, existir

estacionaridade mas a mesma verificar-se em torno de uma constante positiva, então significa que o país em causa, numa situação de equilíbrio, experimentará uma inflação superior num dado valor às inflações mais baixas, o que pode violar a definição de convergência segundo o Tratado.

De seguida, alega-se que o teste ADF pode ganhar mais potência se se acrescentar à equação variáveis explicativas estacionárias. Para finalizar a explicitação dos testes de raiz unitária, reporta-se a aplicação dos mesmos num contexto de uma base de dados em painel o que nos remete para os testes de Levin-Lin-Chu e Im-Pesaran-Smith. Por fim, explica-se de forma breve o teste de cointegração de Johansen, bem como a equação à qual o teste irá ser efetuado e o respetivo vetor de cointegração que se pretende verificar que existe.

Siklos and Wohar (1997) recorrem à metodologia de cointegração para considerar a convergência entre países e consideram que se a convergência é avaliada entre  $n$  países, a convergência requer  $n-1$  vetores de cointegração ou uma tendência comum.

Buseti et al. (2007) consideram a convergência da inflação entre os doze primeiros países a aderirem ao euro. Para tal, dividem a sua amostra em pré-1997 e pós-1997, data em que o critério de Maastricht deve ser cumprido para que os países candidatos se qualifiquem para a adoção do euro.

Como metodologia, estes autores aplicam vários testes de raiz unitária aos diferenciais de inflação para cada par de países para testar a convergência absoluta, isto é, os diferenciais de inflação convergirem para zero, chegando à conclusão que há convergência entre 1980 e 1997.

Lopez e Papell (2012) propõem um novo procedimento para melhorar a potência dos testes de raiz unitária em amostras finitas, quando efetuados para a convergência do grupo analisado e, assim, inferir o comportamento das taxas de inflação na zona euro, isolando períodos pré e pós euro e tendo em conta as informações de que previamente dispõem antes da estimação do modelo. Para tal, aplicam esses testes em dados em painel.

Como objeto de estudo, estes autores analisam os doze primeiros países que aderiram ao euro e concluem que as respectivas taxas de inflação flutuam em torno da taxa de referência do BCE, no global e individualmente. De forma a atingirem esse objetivo, usam os testes de raiz unitária que usualmente são utilizados para testar a convergência, onde a rejeição da hipótese nula é comumente interpretada como evidência de que as séries têm convergido para o seu ponto de equilíbrio, uma vez que qualquer choque que provoque um desvio acaba por se desvanecer ao longo do tempo.

Estes autores encontram uma forte e duradoura evidência de convergência entre as taxas de inflação logo após a implementação do Tratado de Maastricht e uma diminuição drástica na persistência do diferencial após a ocorrência da moeda única.

Haug et al. (2000) analisam os quatro critérios de convergência económica para os doze países originais. Dado que estes critérios implicam um movimento conjunto das variáveis respectivas, e que estas são tipicamente integradas de ordem 1, a abordagem da cointegração é considerada a adequada para avaliar o potencial de uma UEM, mais precisamente o teste de Johansen à existência dessa cointegração.

Um requisito mínimo e necessário para a prosperidade de uma UEM ao longo do tempo é a existência de relações de longo prazo estáveis entre as variáveis. Caso contrário, o sucesso da UEM é reduzido. O desvio de trajetória de uma taxa de inflação, relativamente à inflação da economia dominante do ponto de vista da estabilidade nominal, deve anular-se ao fim de algum tempo se essa alteração de trajetória não se fizer, o sucesso da UEM é reduzido, senão impossível.



### **3. Descrição de Dados, Metodologia e Modelos**

Nesta secção pretende-se apresentar não só os dados necessários na aplicação da metodologia empírica, como também a própria explanação da abordagem utilizada para analisar os temas a que se propõe este estudo. O programa econométrico utilizado ao longo do trabalho para estimar os modelos foi o *Gretl*.

#### **3.1. Descrição de Dados**

Os dados estatísticos utilizados neste trabalho são obtidos a partir da base de dados da Comissão Europeia, a AMECO para o horizonte temporal de 1960 até 2012. A amostra considerada abrange os primeiros onze países europeus que aderiram ao euro, à exceção do Luxemburgo, cuja economia é muito baseada em transações financeiras, sendo uma praça *offshore* dentro da União Europeia. Assim, os países constituintes da amostra são a Bélgica, a Irlanda, a Grécia, a Espanha, a França, a Itália, a Áustria, Portugal, Finlândia, Holanda e, por fim, a Alemanha.

Para medir os preços utiliza-se o Índice de Preços do Consumidor Harmonizado (IPCH) e o Índice de Preços do PIB (IPGDP), que refletem as perturbações que ocorrem nos preços do mercado quanto ao consumo e à produção e, portanto, são usados para controlar o nível médio de preços numa dada economia.

O Índice de Preços do Consumidor (IPC) é um indicador para o preço médio que o consumidor paga por um cabaz fixo de bens e serviços adquiridos no mercado. Não existindo, porém, nenhum padrão internacional para o cálculo do IPC, cada país compõe o seu próprio cabaz de bens e serviços com os respetivos fatores de ponderação. O IPCH é uma média ponderada de índices de preços nos países membros da UE e que é calculada país a país. Já o Índice de Preços Implícitos do PIB calcula-se através do rácio do PIB nominal pelo PIB real. Este resultado reflete o nível geral de preços, associado à composição do PIB, na economia.

As diferenças entre IPC e deflator do PIB são várias. Uma relaciona-se com o deflator do PIB incluir apenas os bens produzidos nacionalmente, já o IPC considera todo o consumo por parte dos habitantes nacionais. Além disso, a forma como ambos agregam os preços na economia também os distingue. O IPC atribui pesos fixos aos preços dos diferentes bens, isto é, o IPC é calculado usando um cabaz de bens fixo. Já o deflator do PIB atribui pesos alteráveis ao longo do tempo consoante as variações da

sua composição. Então, um aumento dos preços dos bens e serviços comprados por empresas ou governos irão estar refletidos no deflator do PIB mas não no IPC.

Como principal indicador de crescimento económico, utiliza-se o PIB real pois considera-se apenas as variações nas quantidades produzidas de bens e serviços, e não nas alterações nos seus preços de mercado. Este indicador é calculado a preços constantes. Usaram-se também os valores dos desvios relativamente ao PIB potencial (GAP) e ao PIB tendencial (GAPT), ambos a preços de mercado de 2005 e calculados de acordo com a Comissão Europeia. O seu horizonte temporal é de 1965 a 2012. Utilizam-se ambos porque têm fundamentos diferentes, o primeiro tem por base uma medida económica, uma função de produção (de Cobb-Douglas), e o segundo é uma abordagem estatística, o filtro de H-P, ou seja, apenas o primeiro tem em conta o contributo dos *inputs*. Estes desvios, se positivos significam que a economia se encontra num *boom*, se negativos indicam que a economia está em recessão ou, pelo menos, os seus recursos estão subutilizados. Também usaremos a taxa de variação dos salários nominais na economia.

Por falta de dados na base da AMECO até ao ano de 1991, para o GAP e GAPT da Alemanha, estas variáveis tiveram de ser calculadas a partir do filtro H-P, utilizando um  $\lambda = 100$  e os dados disponíveis até 2014 para resolver o problema dos *end-points* finais.

## **3.2. Metodologia**

Esta subsecção divide-se em duas fases. Primeiro testa-se a existência do efeito BBS para os países em análise, utilizando dados em painel. De seguida, verifica-se se as taxas de inflação do objeto de estudo convergem, usando metodologia apropriada a séries temporais.

### **3.2.1. Confirmação Empírica do Efeito Bela-Balassa-Samuelson**

Os modelos associados a uma estrutura de dados de painel possuem como vantagem a possibilidade de se utilizar um maior número de observações. No entanto, estes modelos possuem como inconveniente a complexidade implícita decorrente de se agruparem vários indivíduos ao longo do tempo, que poderá facilmente induzir a existência de heterogeneidade de coeficientes. Apesar de os países em causa pertencerem a uma união monetária e, portanto, apresentarem algumas semelhanças nas

suas características estruturais, não fará sentido assumir *a priori* a existência de total homogeneidade, dado que existem diferenciais significativos nas estruturas económicas entre os países. No entanto, alguns testes, explicitados à frente, ir-nos-ão elucidar de forma mais adequada sobre esta matéria.

O modelo, que é estimado e analisado, é o seguinte:

$$\pi = \alpha + \beta g \quad (4)$$

Onde  $\pi$  é a taxa de inflação segundo o IPCH ou segundo os preços implícitos do PIB e  $g$  a taxa de crescimento do PIB real.

A primeira metodologia de estimação consiste no *pooled OLS* (*Ordinary Least Squares*), no qual se assume total homogeneidade de comportamentos. De seguida, estima-se o modelo com efeitos fixos e comparam-se estes dois modelos. No modelo com efeitos fixos, considera-se a existência de uma componente idiossincrática a cada país, e constante ao longo do tempo. Para se optar por “*pool or not to pool*” recorre-se ao teste F para testar a nulidade daqueles efeitos. A estatística F utilizada para testar as hipóteses, é a seguinte:

$$F_{stat} = \frac{R_{ef}^2 - R_{pool}^2 / N - 1}{1 - R_{ef}^2 / NT - N - k} \sim F_{(N-1, NT-N-k)} \quad (5)$$

Onde  $R_{ef}^2$  é o coeficiente de determinação da estimação do modelo com efeitos fixos e  $R_{pool}^2$  é o coeficiente de determinação da estimação do modelo com constante comum.

Admitem-se, portanto, duas hipóteses:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{11}$$

$$H_A: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots = \alpha_{11}$$

Sob a hipótese nula, admite-se homogeneidade na constante, ou seja, a hipótese *pool*. Relativamente à hipótese alternativa, supõe-se heterogeneidade na constante (modelo com efeitos fixos). Se  $F_{stat} > F_{(N-1, NT-N-k)}$ , para um dado nível de significância, rejeita-se o modelo com constante comum, e torna-se possível afirmar que o modelo com efeitos fixos -com heterogeneidade na constante- é o mais adequado.

Para averiguar qual o modelo que se deve optar, entre o modelo *pooled* ou de efeitos aleatórios, o método mais utilizado é o teste de Breusch-Pagan. Este teste admite as seguintes hipóteses:

$$H_0: \sigma_v^2 = 0$$

$$H_1: \sigma_v^2 > 0$$

Na hipótese nula, considera-se o modelo com a constante comum, ou seja, trata-se de um modelo *pooled* OLS. Como hipótese alternativa, tem-se o modelo com efeitos aleatórios. O teste de Breusch-Pagan é um teste LM com a seguinte forma:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[ \frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{w}_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{w}_{it}^2} \right] \sim \chi_1^2 \quad (6)$$

Este teste tem como hipótese nula a eficiência do modelo *pooled* relativamente ao de efeitos aleatórios, se  $LM > \chi_1^2$ , para um certo nível de probabilidade, rejeita-se o modelo *pooled*, em detrimento do modelo com efeitos aleatórios.

Por fim, falta testar qual dos modelos, com efeitos fixos ou aleatórios, é o mais adequado. Para tal, pode-se realizar o teste de Hausman, com a forma:

$$H = (\hat{b}_{fe} - \hat{b}_{re})' [VAR(\hat{b}_{fe}) - VAR(\hat{b}_{re})]^{-1} (\hat{b}_{fe} - \hat{b}_{re}) \sim \chi_k^2 \quad (7)$$

$\hat{b}_{fe}$ : vetor dos estimadores do modelo com efeitos fixos

$\hat{b}_{re}$ : vetor dos estimadores do modelo com efeitos aleatórios

$VAR(\hat{b}_{fe})$ : matriz de variâncias-covariâncias dos estimadores  $\hat{b}_{fe}$

$VAR(\hat{b}_{re})$ : matriz de variâncias-covariâncias dos estimadores  $\hat{b}_{re}$

k: número de regressores

Se  $H > \chi_k^2$ , para um certo nível de probabilidade, rejeita-se o modelo com efeitos aleatórios

Sob a hipótese nula, os estimadores do modelo com efeitos aleatórios (estimação *GLS - Generalised Least Squares*) são consistentes e eficientes. Já sob a hipótese alternativa, os estimadores *GLS* com efeitos aleatórios (e *OLS*) são não consistentes, mas os estimadores com efeitos fixos são:

$$H_0: Cov(a_i, X_{it}) = 0$$

$$H_1: Cov(a_i, X_{it}) \neq 0.$$

**Quadro 1: Resultados dos testes *pooled* OLS, efeitos fixos e efeitos aleatórios com a inflaçãoIPGDP**

Teste F	Teste de Breusch-Pagan	Teste de Hausman
F(10,560) = 2,621 valor p = 0,004	$\chi^2(1) = 6,929$ valor p = 0,008	$\chi^2(1) = 14,090$ valor p = 0,0002
É preferível efeitos fixos	É preferível efeitos aleatórios	<b>Em última análise, é preferível efeitos fixos</b>

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados retirados da AMECO.

Como se pode analisar no **Quadro 1**, o *p-value* é reduzido. Por este motivo, rejeita-se a hipótese nula do teste F e conclui-se que o modelo com efeitos fixos é preferível ao modelo *pooled OLS*. Também no teste de Breusch-Pagan a hipótese nula é rejeitada e confirma-se que o modelo com efeitos aleatórios é preferível ao modelo *pooled OLS*. Por fim, sob o teste de Hausman, conclui-se que o modelo de efeitos fixos é preferível ao modelo com efeitos aleatórios. Desta forma, realiza-se a estimação com efeitos fixos, uma vez que esta é a mais adequada para o modelo em questão.

**Quadro 2: Estimacões dos modelos *pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios com a inflaçãoIPGDP**

Variável dependente: InflaçãoIPGDP			
	I	II	III
<b>Constante</b>	0,0537*** (<0,00001)	0,0561*** (<0,00001)	0,0539*** (<0,00001)
<b>g</b>	-0,2656*** (<0,00001)	<b>-0,3238***</b> (<0,00001)	-0,2723*** (<0,00001)

Notas: I – Modelo “*Pooled*” OLS; II – Modelo com efeitos fixos; III – Modelo com efeitos aleatórios. Dentro dos parênteses estão os valores do p-value.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados retirados da AMECO.

Dada a escolha do modelo com efeitos fixos, considera-se para o modelo (4) o valor de  $\beta = -0,323786$ , isto é,  $\beta < 0$ , conclui-se então que quanto maior o crescimento menor a taxa de inflação. Assim, deduz-se que não existe efeito Bela-Balassa-Samuelson nos onze primeiros países a aderirem ao euro. O crescimento económico tem coexistido com a redução da taxa de inflação. O argumento que o crescimento afastaria

as economias da estabilidade de preços não se aplica nesta amostra temporal e para estes países.

**Quadro 3: Resultados dos testes *pooled* OLS, efeitos fixos e efeitos aleatórios com inflaçãoIPCH**

Teste F	Teste de Breusch-Pagan	Teste de Hausman
F(10,560) = 4,886 valor p = 8,8e-007	$\chi^2(1) = 40,000$ valor p = 2,5e-010	$\chi^2(1) = 34,949$ valor p = 3,4e-009
É preferível efeitos fixos	É preferível efeitos aleatórios	<b>Em última análise, é preferível efeitos fixos</b>

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados retirados da AMECO.

À semelhança do que é apresentado no **Quadro 1**, conclui-se que o modelo mais adequado é o de efeitos fixos. Este modelo admite a heterogeneidade individual, o que coincide com o caso analisado, em que os países têm diferenças institucionais que podem explicar os diferenciais de preços.

**Quadro 4: Estimacões dos modelos *pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios com a inflaçãoIPCH**

Variável dependente: InflaçãoIPCH			
	I	II	III
<b>Constante</b>	0,0359*** (<0,00001)	0,0396*** (<0,00001)	0,0363*** (0,00001)
<b>g</b>	0,4335*** (<0,00001)	<b>0,3433***</b> (0,00001)	0,4244*** (<0,00001)

Notas: I – Modelo “*Pooled*” OLS; II – Modelo com efeitos fixos; III – Modelo com efeitos aleatórios. Dentro dos parênteses estão os valores do p-value.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados retirados da AMECO.

Ao contrário do que se obteve na estimacão com inflação segundo o IPGDP, o coeficiente da taxa de crescimento do PIB real quando consideramos o IPCH é positivo, isto é,  $\beta > 0$ , e toma o valor **0,343297**.

Posto isto, verifica-se uma meia confirmacão do BBS. Com beta negativo (inflacão dos preços do PIB), o crescimento tem um efeito positivo na inflacão, isto é, quanto maior o crescimento menor a inflacão. O que pode traduzir uma situacão de

melhoria tecnológica na produção de bens ou uma melhor utilização dos recursos na produção. Com beta positivo (inflação dos preços do consumo), o crescimento afeta negativamente a taxa de inflação no consumo, isto parece dever-se ao fato de os serviços e outros bens não transacionáveis terem um peso significativo no cabaz de bens, relativamente ao medido no IPC.

Portanto, não há uma confirmação clara do BBS, pois sobre a produção não existe mas existe sobre o consumo. Contrariando o que Lommatzsch e Taber (2006) concluem, que o efeito aparenta ser mais representativo nos preços medidos pelos deflatores do PIB.

### **3.2.2. Confirmação Empírica da Convergência Nominal**

#### **3.2.2.1. Através de testes de estacionaridade**

Nesta subseção importa explicitar o conceito de estacionaridade. Um processo estocástico estacionário é aquele cujas distribuições de probabilidade conjunta e condicional são estáveis ao longo do tempo. Por outras palavras, se a sequência de variáveis aleatórias forem deslocadas no tempo a distribuição de probabilidades mantém-se inalterada. Como condições de estacionaridade, tem-se que a média e a variância do processo são constantes ao longo do tempo, enquanto a covariância entre dois períodos depende apenas da diferença entre os períodos, e não do tempo efetivo em que é considerada. Se uma ou mais destas condições não for preenchida o processo é não estacionário.

Neste trabalho de projeto, tem-se por objetivo verificar se as taxas de inflação segundo o IPGDP e segundo o IPCH são estacionárias, de modo a analisar como a UEM se pode afirmar como um mercado integrado e com condições para se perpetuar. Mas ao contrário do que o critério de convergência do Tratado de Maastricht requer (comparação com os três países que apresentam melhores resultados), este estudo compara com os resultados obtidos para a Alemanha, tomando este país como *benchmark* no que respeita à taxa de inflação.

Para confirmar a existência de convergência das taxas de inflação recorre-se a testes de raiz unitária e estacionaridade, nomeadamente, o teste ADF e o teste KPSS,

respetivamente. No primeiro, o critério adotado para se determinar o número de defasamentos foi o de Schwarz<sup>2</sup>. No segundo, foi utilizada a fórmula:

$$L = 4. \left( \frac{N}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \quad (8)$$

Onde N é o número de observações.

O teste ADF tem como hipótese nula a presença de raiz unitária (não estacionaridade). O *p-value* tem de ser inferior aos níveis de significância estatística (1%, 5%, 10%) para podermos rejeitar a presença de raiz unitária. Inversamente, o teste KPSS tem como hipótese nula a estacionaridade da série estudada. A estatística de teste obtida tem de ser inferior aos valores críticos correspondentes para dado nível de significância.

Como a taxa de inflação tomada como referência é a alemã, calculam-se os diferenciais de inflação entre a taxa de cada país e a alemã, no caso do índice de preços harmonizado e no do índice de preços do PIB. A hipótese de convergência nominal é assim uma hipótese de convergência com a economia de referência.

$$d\pi_t = \pi_t^i - \bar{\pi}_t \quad (9)$$

Onde  $\bar{\pi}_t$  representa a taxa de inflação da Alemanha.

Aplicam-se os testes ADF e KPSS a esta diferença (**Anexos 1 e 2**), tanto para a inflação segundo os preços implícitos, como para a inflação segundo o IPCH. No primeiro caso, à exceção de Portugal e da Grécia que são estacionárias ao longo de uma tendência positiva, todos os países apresentam uma tendência negativa. Isto significa que os coeficientes da tendência, no primeiro caso, são positivos e para o resto dos países o coeficiente é negativo. Já para a inflação segundo o IPCH, todos os países revelam uma estacionaridade ao longo de uma tendência negativa, isto é, todos apresentam um coeficiente negativo. Como se pode observar na última coluna do **Anexo 1**, a maioria das variáveis é estacionária ao nível de significância de 5% quanto ao teste ADF, e a 1% quanto ao teste KPSS. Relativamente à inflação segundo o IPCH (**Anexo 2**), apenas a Bélgica, a Áustria e a Holanda são estacionárias em nível no teste

---

<sup>2</sup> Também designado por Bayesian Information Criterion (BIC).



ADF. Já no teste KPSS, apenas a Grécia não é estacionária em nível. Seis dos dez países analisados são estacionários, pelo menos, a 5%.

Estes valores das taxas de inflação podem apresentar um ruído que é devido à sua variação durante as diferentes fases do ciclo. Para expurgar as variações de inflação que decorrem dos ciclos económicos, considera-se uma função inflação genérica, onde esta é dependente de um fator de procura e de um outro de custos:

$$\pi = F(GAP, w) \quad (10)$$

Onde a variável GAP representa a pressão da procura e w representa a pressão dos custos.

Uma equação como a seguinte:

$$\pi_t^i = \alpha + \beta GAP_t^i + \epsilon_t^i \quad (11)$$

onde apenas se considera a influência do GAP leva a tomar os resíduos para cada país como representando a inflação expurgada das variações cíclicas. A posterior comparação com uma economia de referência (a alemã) conduz-nos a uma variável dada pela diferença entre duas variáveis estacionárias e, assim, a uma nova variável estacionária. Por esta razão, estima-se o modelo para cada economia, que relaciona a inflação segundo os preços implícitos do PIB com o GAP e a evolução dos salários nominais:

$$\pi_t^i = \alpha + \beta GAP_t^i + \gamma dW_n^i + \epsilon_t^i \quad (12)$$

Onde  $dW_n^i$  é a primeira diferença dos logaritmos dos salários nominais. A inserção desta variável tem como objetivo ter em conta o efeito sobre a inflação dos custos unitários do trabalho. Se os salários aumentam, assumindo que a produtividade se mantém constante, os custos unitários aumentam também. Como as empresas estabelecem, por hipótese, um *mark-up* constante, os preços aumentam.

De seguida, obtêm-se as taxas de inflação expurgadas da evolução cíclica:

$$\hat{\pi}_t^i = \pi_t^i - \hat{\beta}_i GAP_t^i \quad (13)$$

Isto é, desta regressão retira-se o efeito do GAP ao valor efetivo da inflação, multiplicando-o, de seguida, pelo coeficiente obtido para cada país, sendo o resultado a

inflação ‘limpa’ do GAP. Utiliza-se novamente a metodologia de pesquisa de estacionaridade aplicada às taxas brutas, ou seja, as não expurgadas do GAP (**Anexo 3**). Com o teste KPSS, a inflação relativa é estacionária em todos os países analisados, com presença de tendência negativa. Já com o teste ADF, a maioria das variáveis é integrada de ordem 1.

### **3.2.2.2. Através de testes de cointegração**

Segundo Pesaran (2004) e Siklos e Wohar (1997), quando se estuda a convergência, a estacionaridade é uma condição necessária mas pode não ser suficiente. Estes autores demonstram que a convergência obriga a que cada par de valores em estudo seja cointegrado, mais precisamente, o coeficiente de longo prazo,  $\beta$ , após a estandardização, seja igual à unidade na relação entre as duas taxas de inflação.

A cointegração está relacionada com o conceito de raiz unitária. Perante a não rejeição da hipótese de que algumas das variáveis macroeconómicas em estudo, consideradas individualmente, serem não estacionárias, e mais especificamente, se um subconjunto dessas variáveis são individualmente integradas de ordem 1, ou  $I(1)$ , verifica-se que se não são estacionárias em níveis, as suas primeiras diferenças já o são. Dados os problemas associados à análise de dados não estacionários (por exemplo, a ameaça de regressão espúria), a abordagem tradicional neste caso é considerar as primeiras diferenças para todas as variáveis.

Mas tal pode resultar em perda de informação importante. Pode acontecer que, enquanto as variáveis em questão são  $I(1)$ , quando consideradas individualmente, exista uma combinação linear (pode existir mais que uma) das variáveis que é estacionária sem diferenciação,  $I(0)$ . Ou seja, as variáveis estão sempre interligadas de uma certa forma e pode ser possível interpretar essas ligações, ou vetores de cointegração, como representações de relações de equilíbrio.

Os testes de cointegração são importantes porque permitem estudar e analisar a existência de uma relação (de equilíbrio) de longo prazo entre as variáveis, podendo ajudar a compreender a relação que existe entre as variáveis presentes num determinado modelo e antecipar uma possível causalidade. Contudo, só existe cointegração quando as variáveis são integradas da mesma ordem e as suas combinações lineares (resíduos) são estacionárias.

Utiliza-se o teste de Johansen, à semelhança da literatura estudada, pois consiste na determinação do número de vetores de cointegração. Mais concretamente, analisa-se o teste traço pois é corrigido de acordo com o tamanho da amostra. Este teste tem como hipótese nula de que existem, pelo menos,  $r$  vetores de cointegração. Para tal é necessário selecionar o número de defasamentos ótimo do VAR associado às variáveis em estudo. De acordo com o critério BIC, o número de defasamentos ótimo é igual a um.

Uma vez obtida a relação de cointegração deve-se impor a restrição de o coeficiente de regressão ser igual à unidade. No caso de tal não ser rejeitado está-se perante a existência de convergência de inflação entre os dois países cujos dados foram usados no modelo.

Quanto à taxa de inflação segundo o IPGDP, todos os países estão cointegrados com a Alemanha. Portanto, testa-se a restrição acima (**Anexo 4**), concluindo-se que não há convergência para a Áustria e Holanda. Já para a taxa de inflação segundo o IPCH, não há vetores de cointegração para a Irlanda, Grécia, França e Portugal. Assim, apenas se faz aquele teste (**Anexo 4**) para os restantes países e conclui-se que não há convergência para a Espanha, Itália e Finlândia.

Por outro lado, com a correção das taxas de inflação através do GAP e do GAP<sub>T</sub>, os países têm todos vetores de cointegração em ambos os casos e através do referido teste (**Anexo 5**) conclui-se que apenas a Áustria e a Holanda são não convergentes com a Alemanha.

De modo a sintetizar a temática da convergência nominal, segue-se um quadro com as conclusões de todos os testes realizados para a sua apuração, nomeadamente, testes de estacionaridade, ADF e KPSS, e testes de cointegração.

### **Quadro 5: Resumo da Convergência Nominal**

País	Método 1				Método 2 – IPGDP				Método 3 – Cointegração			
	IPGDP		IPCH		GAP		GAPT		Não corrigida		Corrigida - IPGDP	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS	ADF	KPSS	ADF	KPSS	IPGDP	IPCH	GAP	GAPT
<b>Bélgica</b>	C	C	C	C	C	C	C	C	C	C	C	C
<b>Irlanda</b>	C	C	NC	C	C	C	C	C	C	NC	C	C
<b>Grécia</b>	C	C	NC	NC	C	C	C	C	C	-	C	C
<b>Espanha</b>	C	C	NC	C	C	C	C	C	C	-	C	C
<b>França</b>	C	C	NC	C	C	C	C	C	C	-	C	C
<b>Itália</b>	C	C	NC	C	C	C	C	C	C	NC	C	C
<b>Áustria</b>	NC	C	C	C	C	C	C	C	NC	C	NC	NC
<b>Portugal</b>	C	C	NC	C	C	C	C	C	C	-	C	C
<b>Finlândia</b>	C	C	NC	C	C	C	C	C	C	NC	C	C
<b>Holanda</b>	C	C	C	C	C	C	C	C	NC	C	NC	NC

Nota: C: há convergência; NC: não há convergência; -: não existe cointegração.

Fonte: Elaboração própria.

O método 1 consiste na comparação das taxas de inflação, segundo o IPGDP e segundo o IPCH, entre cada país e a Alemanha.

No primeiro caso, a partir dos testes ADF e KPSS, conclui-se que as taxas de inflação são estacionárias em nível, à exceção da Áustria que só é estacionária em 1ª diferença no teste ADF. Quanto à tendência, todos os países apresentam um trend negativo, à exceção da Grécia e de Portugal que apresentam uma tendência positiva. Mas tomam-se como convergentes porque para a Grécia, pela análise gráfica, a partir de meados dos anos 70, o seu trend é negativo. De igual modo, Portugal apresenta um trend negativo a partir dos anos 80. Portanto, considera-se que todos os países são convergentes em relação à Alemanha.

No segundo caso, apenas as taxas de inflação da Bélgica, da Áustria e da Holanda são estacionárias em nível pelo teste ADF. Por outro lado, com o teste KPSS as taxas de inflação são estacionárias em nível, à exceção da Grécia que é estacionária em primeira diferença. Em suma, apenas a taxa de inflação da Grécia não é convergente com a da Alemanha. Havendo uma contradição de resultados entre os dois testes, para os restantes países, dá-se primazia ao teste KPSS<sup>3</sup>.

<sup>3</sup> Esta decisão resulta do fato de o teste ADF não rejeitar a  $H_0$  (de raiz unitária) quando o valor do coeficiente autorregressivo está próximo de 1 embora seja diferente de 1.

O método 2 tem por objeto a correção da taxa de inflação segundo o IPGDP, utilizando o GAP e o GAPT, com o intuito de limpar a evolução dos preços da componente cíclica.

No caso da correção pelo GAP, para o teste ADF, as taxas de inflação de todos os países são estacionárias em nível. Quanto ao teste KPSS, todas as inflações dos países são estacionárias em nível e com tendência negativa.

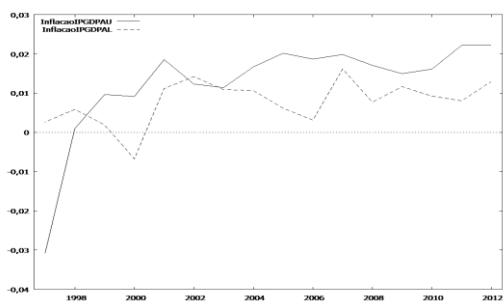
No caso da correção pelo GAPT, para o teste ADF, as inflações de todos os países são estacionárias em nível. Logo, são convergentes. Pelo teste KPSS, as inflações de todos os países são estacionárias em nível e com tendência negativa. Como conclusão, todas as taxas de inflação são convergentes com o país de referência.

O método 3 consiste em testes de cointegração, nomeadamente, o teste traço da metodologia de Johansen. Aplicou-se às taxas de inflação, segundo o IPGDP e segundo o IPCH, e também às taxas de inflação corrigidas com o GAP e o GAPT.

Na análise da taxa de inflação segundo o IPGDP, apenas a Áustria e a Holanda é que não são convergentes. Já para a taxa de inflação segundo o IPCH, há convergência nas taxas de inflação da Bélgica, Áustria e Holanda. Mas o mesmo não se verifica para a Espanha, Itália e Finlândia. Visto não haver cointegração para os restantes países, nada se conclui quanto à convergência segundo esta técnica.

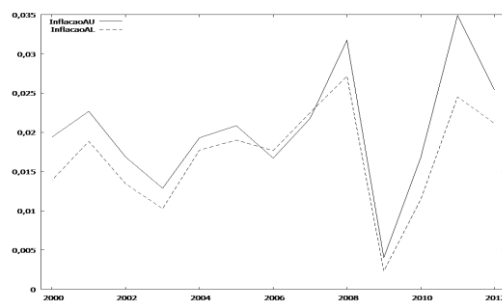
Tanto para a taxa de inflação corrigida segundo o GAP, como segundo o GAPT, os únicos países que não convergem são a Áustria e a Holanda. Para explicitar este ponto, analisam-se os gráficos abaixo, que comparam as taxas de inflação de cada um dos países referidos com a taxa de inflação alemã, segundo o IPGDP e segundo o IPCH. Apesar de não haver convergência, para um período mais recente, os valores estão próximos.

**Figura 1:** IPGDP não corrigido da Áustria



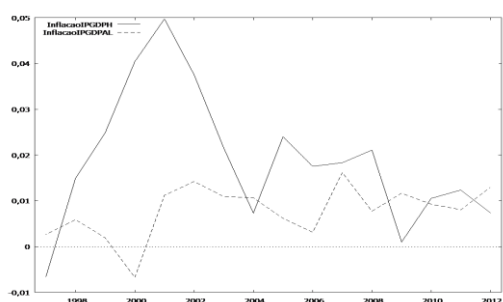
Fonte: Elaboração própria

**Figura 2:** IPCH não corrigido da Áustria



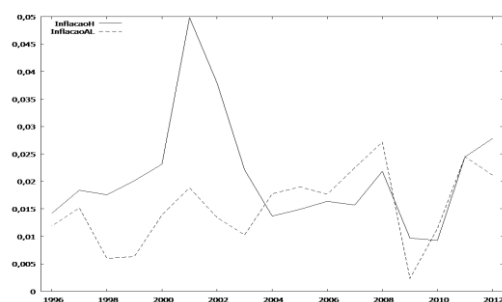
Fonte: Elaboração própria

**Figura 3:** IPGDP não corrigido da Holanda



Fonte: Elaboração própria

**Figura 4:** IPCH não corrigido da Holanda



Fonte: Elaboração própria

## 4. Conclusões

Neste trabalho mostra-se a importância da convergência nominal na estabilidade da UEM. Também é destacado o papel fundamental que a existência do efeito Bela-Balassa-Samuelson pode ter na evolução daquela convergência.

Para a taxa de inflação segundo o IPGDP, o coeficiente de estimação do efeito BBS é negativo, o que indica que quanto maior o crescimento, menor a taxa de inflação. Assim, deduz-se que não existe efeito BBS nos onze primeiros países a aderirem ao euro. O crescimento económico tem coexistido com a redução da taxa de inflação. O argumento que o crescimento afastaria as economias da estabilidade de preços não se aplica nesta amostra temporal e para estes países.

Ao contrário do que se obteve na estimação acima referida, para a taxa de inflação segundo o IPCH, o coeficiente da taxa de crescimento do PIB real é positivo. Logo, existe efeito BBS nos países originais do euro quando temos em conta os preços no consumidor. Se se aceitar que os preços implícitos no PIB refletem mais a oferta e que os do IPCH a procura, então a situação não se afigura grave. De qualquer forma não se deve esquecer que o aumento da inflação vai refletir-se no acréscimo dos custos de produção pelo que a presença daquele efeito deve ser tido em conta como um elemento que pode afastar a convergência de taxas de inflação.

Realizam-se testes de raiz unitária e estacionaridade, respetivamente, o ADF e o KPSS, para o estudo da convergência das taxas de inflação. Estas taxas são sempre analisadas em relação à Alemanha. A não ser a Grécia, no caso da inflação segundo o IPCH, a maioria dos países convergem com a taxa de inflação alemã, independentemente da taxa de inflação considerada.

De seguida, aplicam-se testes de cointegração o que constitui um teste mais robusto à verificação de convergência como se disse anteriormente. Apenas as taxas de inflação da Áustria e a Holanda não são convergentes com a taxa de inflação alemã.

A principal conclusão a retirar é que existe, em geral, cumprimento do critério de estabilidade de preços imposto pelo Tratado de Maastricht, não em relação aos três países com melhores resultados, mas sim em relação ao país tomado como referência, a Alemanha. Porém, há a exceção da Áustria e da Holanda, que não sendo convergentes, apresentam valores próximos dos da Alemanha para um período temporal recente.

Para além dos testes estatísticos realizados apontarem para a existência de convergência para as variáveis em causa, o mais importante a retirar são as consequências destes resultados para a zona euro, representando boas notícias no sentido em que aquilo que foi postulado no artigo de Maastricht estudado aparenta ter sido cumprido. No entanto, este é um aspeto positivo para uma zona monetária que ainda se encontra em fase de construção até chegar a formas mais avançadas de integração, a um ponto em que as articulações económicas entre os países da zona euro sejam sincronizadas e as assimetrias reduzidas. Revisitar as teorias das zonas monetárias ótimas e qual a dimensão e critérios para a constituição de uma área que partilhe a mesma moeda, revela que existem opiniões divergentes sobre esta matéria. Assim sendo, não é surpreendente que a zona euro tenha sido e continue a ser alvo de contestação.

Uma possível melhoria neste trabalho de projeto seria restringir a amostra pré-1990 e pós-1990, ano de introdução do mercado único, que tem por objetivo consolidar a integração europeia e concluir a realização de um mercado interno. Essa restrição não foi feita porque o período atual tem a presença da crise financeira e económica e a metodologia empírica escolhida precisa de muitas observações. Além disso, um estudo, de natureza descritiva, país a país, para os últimos anos também seria uma alternativa. Mas haveria novamente o problema do período de crise em que se vive.

Pelo que talvez o melhor seja esperar por mais observações, isto é, por mais anos.



## **Bibliografia**

Aheane, Alan and Jean Pisani-Ferry (2006). "The Euro : only for the agile". *Bruegel Policy Brief*.

Bernard, Andrew B. and Steven N. Durlauf (1995). "Convergence in international output" . *Journal of Applied Econometrics*, 10, pp.97-108.

Bernard, Andrew B. and Steven N. Durlauf (1996). "Interpreting tests of the convergence hypothesis". *Journal of Econometrics*, 71, pp.161-173.

Cavallero, Alessandro (2011). "The convergence of inflation rates in the EU-12 area : A distribution dynamics approach". *Journal of Macroeconomics*, 33, pp.341-357.

Charemza, Wojciech W. and Derek F. Deadman (1997). "General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression". *New Direction In Econometric Practice, Second Edition*.

Égert, Balázs (2002). "Estimating the impact of the Balassa-Samuelson effect on inflation and the real exchange rate during the transition". *Economic Systems*, 26, pp.1-16.

Égert, Balázs, Imed Drine, Kirsten Lommatzsch and Christophe Rault (2003). "The Balassa-Samuelson effect in Central and Eastern Europe : myth or reality ? ". *Journal of Comparative Economics*, 31, pp.552-572.

Gujarati, Damodar N. (1978). "Basic Econometrics". *McGraw-Hill*.

Hayashi, Fumio (1997). "Econometrics". *Princeton University Press*

Hoarau, Jean-François, Stéphane Blancard and Philippe Jean-Pierre (2009). "Testing for nominal convergence in the Central American area : evidence from panel data unit-root tests". *Applied Economics Letters*, 16, pp.1171-1174.

Jonas, Jiri (2006). "Euro adoption and Maastricht criteria : Rules or discretion ?". *Economic Systems*, 30, pp.328-345.

Lommatzsch, Kirsten and Silke Tober (2006). "Euro-Area Inflation : does the Balassa-Samuelson effect matter ?". *International Economics and Economic Policy*, 3, pp.105-136.

Lopez, Claude and David H. Papell (2012). "Convergence of Euro area inflation rates". *Journal of International Money and Finance*, 31, pp.1440-1458.

McKinnon, Ronald (2000). "Mundell, the Euro, and Optimum Currency Areas".

Orlowski, Lucjan T. (2010). "Monetary policy rules for convergence to the Euro". *Economic Systems*, 34, pp.148-159.

Siklos, Pierre L. (2010). "Meeting Maastricht : Nominal convergence of the new member states toward EMU". *Economic Modelling*, 27, pp.507-515.

Siklos, Pierre L. and Mark E. Wohar (1997). "Convergence in Interest Rates and Inflation Rates across Countries and over Time". *Review of International Economics*, 5(1), pp.129-141.

## Anexos

Legenda dos **Anexos 1, 2 e 3**: o “L” representa o número de desfasamentos utilizados para o teste; “Det” representa a componente determinística; T (-): coeficiente da tendência negativo; T (+): coeficiente da tendência positivo. Na coluna do valor do teste ADF, o valor por baixo deste é o nível de probabilidade. Na coluna do Resultado, indica-se a conclusão acerca do resultado dos testes, significando E a rejeição da raiz unitária, no caso do teste ADF, e a não rejeição da estacionaridade, no caso do teste KPSS.

\*\*\* significa não rejeição a 1%; \*\* a 5%; \* a 1%.

### Anexo1: Testes feitos à seguinte variável:

RinfB = InflacaoIPGDPB - InflacaoIPGDPAL

#### Teste ADF:

Variável	L	Det	ADF(T)	Resultado
RinfB	3	C e T (-)	- 3,7792 0,01755	E**
RinfIR	3	-	-2,18977 0,0275	E**
RinfG	3	C e T (+)	-3,67576 0,02391	E**
RinfE	3	C e T (-)	-4,23092 0,003954	E***
RinfFR	3	C	-2,71035 0,07219	E*
RinfIT	3	C e T (-)	-3,51073 0,03816	E**
RinfAU	3	-	-1,60773 0,1018	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_RinfAU	3	C e T (-)	-6,9075 4,587e-009	E***
RinfP	3	C e T (+)	-7,17954 7,397e-010	E***
RinfFI	3	C e T (-)	-5,3421 3,655e-005	E***
RinfH	3	-	-1,7466 0,07664	E*

#### Teste KPSS:

Variável	L	Det	KPSS
RinfB	3	T (-)	0,0747473 ***
RinfIR	3	T (-)	0,10658 ***
RinfG	3	T (+)	0,090689

			***
RinfE	3	T (-)	0,0695964 ***
RinfFR	3	T (-)	0,112481 ***
RinfIT	3	T (-)	0,0934006 ***
RinfAU	3	T (-)	0,155107 *
RinfP	3	T (+)	0,0914161 ***
RinfFI	3	T (-)	0,0708784 ***
RinfH	3	T (-)	0,085253 ***

**Anexo 2: Testes feitos à seguinte variável:**

SinfB = InflacaoIPCHB - InflacaoIPCHAL

**Teste ADF:**

Variável	L	Det	ADF(T)	Resultado
SinfB	3	C e T (-)	- 3,64402 0,02623	E**
SinfIR	3	-	-1,04164 0,2688	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_SinfIR	3	C e T (-)	-5,65871 7,383e-006	E***
SinfG	3	-	-0,901589 0,3258	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_SinfG	3	C e T (-)	-6,6429 2,065e-008	E***
SinfE	3	-	-1,25097 0,1945	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_SinfE	3	C e T (-)	-3,4953 0,03981	E**
SinfFR	3	-	-1,09662 0,2479	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_SinfFR	3	C e T (-)	-5,14094 9,512e-005	E***
SinfIT	3	-	-1,30249 0,1784	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_SinfIT	3	C e T (-)	-3,59256 0,03038	E**
SinfAU	3	C e T (-)	-3,35042 0,05829	E*
SinfP	3	-	-1,10776	Não se rejeita

			0,2438	H <sub>0</sub>
d_SinfP	3	C e T (-)	-5,39789 2,78e-005	E***
SinfFI	3	-	-1,56327 0,1111	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_SinfFI	3	C e T (-)	-3,51313 0,03791	E**
SinfH	3	-	-1,90861 0,0538	E*

**Teste KPSS:**

Variável	L	Det	KPSS
SinfB	3	T (-)	0,128294 **
SinfIR	3	T (-)	0,169744 *
SinfG	3	C	0,313469 Rejeita-se H <sub>0</sub>
d_SinfG	3	T (-)	0,0729772 ***
SinfE	3	T (-)	0,179083 *
SinfFR	3	T (-)	0,172423 *
SinfIT	3	T (-)	0,20926 *
SinfAU	3	T (-)	0,0783942 ***
SinfP	3	C	0,401959 **
SinfFI	3	T (-)	0,148973 **
SinfH	3	T (-)	0,112547 ***

**Anexo 3: Testes feitos à seguinte variável:  $\hat{\pi}_t^i = \pi_t^i - \beta_i GAP_t^i$**

**Teste ADF:**

Variável	L	Det	ADF(T)	Resultado
Inflacao_corrigidaB1	3	-	-1,39334 0,1524	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_Inflacao_corrigidaB1	3	C e T (-)	-3,52628 0,03657	E**
Inflacao_corrigidaB2	3	-	-1,38531 0,1546	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_Inflacao_corrigidaB2	3	C e T (-)	-3,5252 0,03668	E**

Inflacao_corrigidaR1	3	-	-1,31022 0,1761	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_Inflacao_corrigidaR1	3	C e T (-)	-7,34073 2,424e-010	E***
Inflacao_corrigidaR2	3	-	-1,34696 0,1653	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_Inflacao_corrigidaR2	3	C e T (-)	-7,19943 6,455e-010	E***
Inflacao_corrigidaG1	3	-	-1,61019 0,1013	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_Inflacao_corrigidaG1	3	C e T (-)	-4,43079 0,001899	E***
Inflacao_corrigidaG2	3	C e T (-)	-3,3485 0,05858	E*
Inflacao_corrigidaE1	3	C e T (-)	-3,17813 0,0888	E*
Inflacao_corrigidaE2	3	C e T (-)	-3,33443 0,06071	E*
Inflacao_corrigidaFR1	3	-	-1,23321 0,2002	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_Inflacao_corrigidaFR1	3	C e T (-)	-7,4243 1,345e-010	E***
Inflacao_corrigidaFR2	3	-	-1,2332 0,2002	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_Inflacao_corrigidaFR2	3	C e T (-)	-7,39964 1,602e-010	E***
Inflacao_corrigidaIT1	3	C e T (-)	-3,28204 0,06919	E*
Inflacao_corrigidaIT2	3	C e T (-)	-3,32245 0,06257	E*
Inflacao_corrigidaAU1	3	C e T (-)	-3,2397 0,07671	E*
Inflacao_corrigidaAU2	3	-	-1,26881 0,1888	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_Inflacao_corrigidaAU2	3	C e T (-)	-6,20043 3,686e-007	E***
Inflacao_corrigidaP1	3	C e T (-)	-8,10527 8,688e-013	E***
Inflacao_corrigidaP2	3	C e T (-)	-7,92219 3,516e-012	E***
Inflacao_corrigidaFI1	3	C e T (-)	-3,61244 0,02871	E**
Inflacao_corrigidaFI2	3	C e T (-)	-5,06945 0,0001321	E***
Inflacao_corrigidaH1	3	-	-1,39253 0,1526	Não se rejeita H <sub>0</sub>
d_Inflacao_corrigidaH1	3	C e T (-)	-5,11167 0,0001089	E***
Inflacao_corrigidaH2	3	-	-1,31691	Não se

			0,1741	rejeita H <sub>0</sub>
d_Inflacao_corrigidaH2	3	C e T (-)	-5,15218 9,028e-005	E****
Inflacao_corrigidaAL1	3	C e T (-)	-3,80767 0,01609	E**
Inflacao_corrigidaAL2	3	C e T (-)	-3,75549 0,01886	E**

**Teste KPSS:**

Variável	L	Det	KPSS
IC_do_GAPB	3	T (-)	0,0641564 ***
IC_do_GAPT B	3	T (-)	0,0658621 ***
IC_do_GAPIR	3	T (-)	0,111866 ***
IC_do_GAPTIR	3	T (-)	0,105677 ***
IC_do_GAPG	3	T (-)	0,0924805 ***
IC_do_GAPT G	3	T (-)	0,0711076 ***
IC_do_GAPE	3	T (-)	0,108164 ***
IC_do_GAPTE	3	T (-)	0,0877764 ***
IC_do_GAPFR	3	T (-)	0,10827 ***
IC_do_GAPTFR	3	T (-)	0,109125 ***
IC_do_GAPIT	3	T (-)	0,116352 ***
IC_do_GAPTIT	3	T (-)	0,118622 ***
IC_do_GAPAU	3	T (-)	0,107264 ***
IC_do_GAPTAU	3	T (-)	0,11205 ***
IC_do_GAPP	3	T (-)	0,0431522 ***
IC_do_GAPTP	3	T (-)	0,0725707 ***
IC_do_GAPFI	3	T (-)	0,0944698 ***
IC_do_GAPTFI	3	T (-)	0,0859198 ***
IC_do_GAPH	3	T (-)	0,0906475

			***
IC_do_GAPTH	3	T (-)	0,089084 ***
IC_do_GAPAL	3	T (-)	0,0637875 ***
IC_do_GAPTAL	3	T (-)	0,0629121 ***

#### **Anexo 4: Teste Johansen e VECM: Inflações não corrigidas**

##### **Inflação segundo o IPGDP**

Variável	Variáveis Deterministas	Teste Traço	
		Ordem 0	Ordem 1
<b>InflaçãoIPGDPB</b>	Const. Restr.	20,354 [0,0545]	3,3138 [0,5350]
	Const. S/ Restr.	20,192 [0,0097]	3,2451 [0,0797]
<b>InflaçãoIPGDPIR</b>	Const. Restr.	22,564 [0,0261]	5,2550 [0,2671]
	Const. S/ Restr.	22,410 [0,0040]	5,1336 [0,0275]
<b>InflaçãoIPGDPG</b>	Const. Restr.	37,282 [0,0001]	5,4716 [0,2454]
	Const. S/ Restr.	37,135 [0,0000]	5,3299 [0,0247]
<b>InflaçãoIPGDPE</b>	Const. Restr.	32,161 [0,0007]	5,2969 [0,2628]
	Const. S/ Restr.	32,013 [0,0001]	5,1743 [0,0269]
<b>InflaçãoIPGDPFR</b>	Const. Restr.	32,114 [0,0007]	4,9080 [0,3053]
	Const. S/ Restr.	31,964 [0,0001]	4,7595 [0,0338]
<b>InflaçãoIPGDPIIT</b>	Const. Restr.	25,484 [0,0092]	5,3634 [0,2561]
	Const. S/ Restr.	25,337 [0,0012]	5,2275 [0,0261]
<b>InflaçãoIPGDPAU</b>	Const. Restr.	24,499 [0,0132]	4,8504 [0,3120]
	Const. S/ Restr.	24,352 [0,0018]	4,7163 [0,0346]
<b>InflaçãoIPGDPP</b>	Const. Restr.	23,979 [0,0159]	5,6144 [0,2319]
	Const. S/ Restr.	23,821 [0,0022]	5,4779 [0,0228]
<b>InflaçãoIPGDPIFI</b>	Const. Restr.	25,633 [0,0087]	5,7395 [0,2206]
	Const. S/ Restr.	25,486 [0,0011]	5,5927 [0,0214]
<b>InflaçãoIPGDPH</b>	Const. Restr.	21,288 [0,0402]	3,8901 [0,4417]
	Const. S/ Restr.	21,103 [0,0067]	3,7056 [0,0611]

Variável	Variáveis Deterministas	VECM		Teste de Restrição Linear: Beta=1 Valor p
		Beta (vetores de cointegração) Para a Alemanha	Alfa (vetores de ajustamento) Para cada País	
<b>InflaçãoIPGDPB</b>	Const. Restr.	-1,8429	-0,29078	0,0605
	Const. S/ Restr.	-1,8381	-0,29234	0,0620
<b>InflaçãoIPGDPIR</b>	Const. Restr.	-1,5357	-0,49008	0,3493
	Const. S/ Restr.	-1,5300	-0,49169	0,3539



<b>InflaçãoIPGDPG</b>	Const. Restr.	-1,0477	-0,88424	0,9128
	Const. S/ Restr.	-1,0467	-0,88454	0,9145
<b>InflaçãoIPGDPE</b>	Const. Restr.	-1,4714	-0,69309	0,3250
	Const. S/ Restr.	-1,4689	-0,69427	0,3274
<b>InflaçãoIPGDPFR</b>	Const. Restr.	-1,4369	-0,63602	0,1655
	Const. S/ Restr.	-1,4366	-0,63612	0,1656
<b>InflaçãoIPGDPIIT</b>	Const. Restr.	-1,0484	-0,59988	0,9287
	Const. S/ Restr.	-1,0457	-0,60053	0,9327
<b>InflaçãoIPGDPAU</b>	Const. Restr.	-1,9767	-0,45154	0,0152
	Const. S/ Restr.	-1,9746	-0,45264	0,0153
<b>InflaçãoIPGDPP</b>	Const. Restr.	-1,1535	-0,56512	0,8196
	Const. S/ Restr.	-1,1480	-0,56617	0,8257
<b>InflaçãoIPGDPIFI</b>	Const. Restr.	-1,4382	-0,61972	0,5936
	Const. S/ Restr.	-1,4384	-0,61971	0,5928
<b>InflaçãoIPGDPH</b>	Const. Restr.	-2,0876	-0,33022	0,0117
	Const. S/ Restr.	-2,0875	-0,33031	0,0115

### Inflação segundo o IPCH

Variável	Variáveis Deterministas	Teste Traço	
		Ordem 0	Ordem 1
<b>InflaçãoIPCHB</b>	Const. Restr.	27,196 [0,0048]	7,3461 [0,1127]
	Const. S/ Restr.	27,152 [0,0005]	7,3392 [0,0084]
<b>InflaçãoIPCHIR</b>	Const. Restr.	14,285 [0,2974]	3,3232 [0,5334]
	Const. S/ Restr.	14,282 [0,0837]	3,3204 [0,0763]
<b>InflaçãoIPCHG</b>	Const. Restr.	11,893 [0,4893]	3,9763 [0,4287]
	Const. S/ Restr.	11,891 [0,1787]	3,9741 [0,0524]
<b>InflaçãoIPCHE</b>	Const. Restr.	17,654 [0,1238]	3,9292 [0,4358]
	Const. S/ Restr.	17,640 [0,0256]	3,9292 [0,0538]
<b>InflaçãoIPCHFR</b>	Const. Restr.	12,509 [0,4353]	2,7700 [0,6316]
	Const. S/ Restr.	12,507 [0,1482]	2,7685 [0,1055]
<b>InflaçãoIPCHIT</b>	Const. Restr.	19,874 [0,0635]	4,4450 [0,3627]
	Const. S/ Restr.	19,837 [0,0111]	4,4450 [0,0403]
<b>InflaçãoIPCHAU</b>	Const. Restr.	26,885 [0,0055]	4,4233 [0,3656]
	Const. S/ Restr.	26,874 [0,0006]	4,4196 [0,0408]
<b>InflaçãoIPCHP</b>	Const. Restr.	14,583 [0,2774]	3,3577 [0,5275]
	Const. S/ Restr.	14,578 [0,0758]	3,3575 [0,0747]
<b>InflaçãoIPCHFI</b>	Const. Restr.	20,444 [0,0529]	4,5002 [0,3555]
	Const. S/ Restr.	20,432 [0,0088]	4,4996 [0,0390]
<b>InflaçãoIPCHH</b>	Const. Restr.	17,191 [0,1411]	3,8694 [0,4449]
	Const. S/ Restr.	17,156 [0,0305]	3,8674 [0,0557]

Variável	Variáveis Deterministas	VECM		Teste de Restrição Linear Beta=1 Valor p
		Beta (vetores de cointegração) Para a Alemanha	Alfa (vetores de ajustamento) Para cada País	
<b>InflaçãoIPCHB</b>	Const. Restr.	-1,5736	-0,45593	0,0508
	Const. S/ Restr.	-1,5728	-0,45633	0,0513
<b>InflaçãoIPCHE</b>	Const. Restr.	-3,5570	-0,19416	0,0077
	Const. S/ Restr.	-3,5568	-0,19418	0,0077
<b>InflaçãoIPCHIT</b>	Const. Restr.	-3,8210	-0,18472	0,0025
	Const. S/ Restr.	-3,8212	-0,18470	0,00253
<b>InflaçãoIPCHAU</b>	Const. Restr.	-1,1360	-0,54354	0,28798
	Const. S/ Restr.	-1,1361	-0,54334	0,2877
<b>InflaçãoIPCHFI</b>	Const. Restr.	-2,4106	-0,33392	0,0125
	Const. S/ Restr.	-2,4104	-0,33399	0,0126
<b>InflaçãoIPCHH</b>	Const. Restr.	-1,4554	-0,24548	0,1463
	Const. S/ Restr.	-1,4559	-0,24513	0,1461

Nota: Não existindo cointegração para a Irlanda, Grécia, França e Portugal, não foi feito o VECM para estes países.

#### **Anexo 5: Teste Johansen e VECM: Inflações corrigidas do GAP e do GAPT**

Variável	Variáveis Deterministas	Teste Traço	
		Ordem 0	Ordem 1
<b>Inflação_limpaB1</b>	Const. Restr.	16,511 [0,1717]	3,2456 [0,5470]
	Const. S/ Restr.	16,396 [0,0408]	3,1313 [0,0860]
<b>Inflação_limpaB2</b>	Const. Restr.	16,617 [0,1669]	3,2627 [0,5440]
	Const. S/ Restr.	16,503 [0,0393]	3,1489 [0,0851]
<b>Inflação_limpaIR1</b>	Const. Restr.	19,895 [0,0639]	4,8257 [0,3152]
	Const. S/ Restr.	19,816 [0,0114]	4,7465 [0,0345]
<b>Inflação_limpaIR2</b>	Const. Restr.	19,820 [0,0655]	4,8617 [0,3109]
	Const. S/ Restr.	19,741 [0,0117]	4,7841 [0,0338]
<b>Inflação_limpaG1</b>	Const. Restr.	31,104 [0,0011]	4,7388 [0,3256]
	Const. S/ Restr.	31,004 [0,0001]	4,6482 [0,0364]
<b>Inflação_limpaG2</b>	Const. Restr.	33,924 [0,0003]	4,9036 [0,3060]
	Const. S/ Restr.	33,840 [0,0000]	4,8213 [0,0331]
<b>Inflação_limpaE1</b>	Const. Restr.	33,536 [0,0004]	4,8597 [0,3112]
	Const. S/ Restr.	33,447 [0,0000]	4,7752 [0,0340]
<b>Inflação_limpaE2</b>	Const. Restr.	30,717 [0,0012]	4,9147 [0,3047]
	Const. S/ Restr.	30,615 [0,0001]	4,8218 [0,0331]
<b>Inflação_limpaFR1</b>	Const. Restr.	27,806 [0,0039]	4,2053 [0,3957]
	Const. S/ Restr.	27,719 [0,0004]	4,1188 [0,0489]
<b>Inflação_limpaFR2</b>	Const. Restr.	27,871 [0,0038]	4,3028 [0,3822]
	Const. S/ Restr.	27,786 [0,0004]	4,2183 [0,0463]
<b>Inflação_limpaIT1</b>	Const. Restr.	23,220 [0,0212]	4,7505 [0,3242]
	Const. S/ Restr.	23,136 [0,0030]	4,6671 [0,0361]

<b>Inflação_limpaIT2</b>	Const. Restr.	22,548 [0,0268]	4,8449 [0,3129]
	Const. S/ Restr	22,466 [0,0040]	4,7634 [0,0342]
<b>Inflação_limpaAU1</b>	Const. Restr.	23,567 [0,0188]	4,5030 [0,3554]
	Const. S/ Restr	23,465 [0,0027]	4,4110 [0,0416]
<b>Inflação_limpaAU2</b>	Const. Restr.	23,325 [0,0205]	4,5657 [0,3473]
	Const. S/ Restr	23,231 [0,0029]	4,4771 [0,0401]
<b>Inflação_limpaP1</b>	Const. Restr.	23,212 [0,0213]	4,8889 [0,3077]
	Const. S/ Restr	23,121 [0,0031]	4,8106 [0,0333]
<b>Inflação_limpaP2</b>	Const. Restr.	22,846 [0,0242]	5,0060 [0,2943]
	Const. S/ Restr	22,765 [0,0035]	4,9292 [0,0312]
<b>Inflação_limpaFI1</b>	Const. Restr.	25,013 [0,0112]	5,0759 [0,2865]
	Const. S/ Restr	24,934 [0,0014]	4,9970 [0,0301]
<b>Inflação_limpaFI2</b>	Const. Restr.	25,422 [0,0096]	5,2621 [0,2667]
	Const. S/ Restr	25,344 [0,0012]	5,1851 [0,0271]
<b>Inflação_limpaH1</b>	Const. Restr.	20,159 [0,0588]	3,8621 [0,4463]
	Const. S/ Restr	20,028 [0,0105]	3,7465 [0,0604]
<b>Inflação_limpaH2</b>	Const. Restr.	18,828 [0,0887]	3,6042 [0,4869]
	Const. S/ Restr	18,686 [0,0176]	3,4744 [0,0705]

Nota: 1 - correção feita a partir do GAP; 2 - correção feita a partir do GAPT

<b>Variável</b>	<b>Variáveis Deterministas</b>	<b>VECM</b>		<b>Teste de Restrição Linear: Beta=1 Valor p</b>
		<b>Beta (vetores de cointegração) Para a Alemanha</b>	<b>Alfa (vetores de ajustamento) Para cada País</b>	
<b>Inflação_limpaB1</b>	Const. Restr.	-1,7625	-0,28480	0,1109
	Const. S/ Restr.	-1,7630	-0,28466	0,1101
<b>Inflação_limpaB2</b>	Const. Restr.	-1,8211	-0,27906	0,0929
	Const. S/ Restr.	-1,8215	-0,27893	0,0922
<b>Inflação_limpaIR1</b>	Const. Restr.	-1,4162	-0,51531	0,4591
	Const. S/ Restr.	-1,4159	-0,51539	0,4589
<b>Inflação_limpaIR2</b>	Const. Restr.	-1,4459	-0,50492	0,4378
	Const. S/ Restr.	-1,4452	-0,50507	0,4378
<b>Inflação_limpaG1</b>	Const. Restr.	-1,1312	-0,84642	0,7769
	Const. S/ Restr.	-1,1324	-0,84603	0,7748
<b>Inflação_limpaG2</b>	Const. Restr.	-1,0261	-0,90557	0,9524
	Const. S/ Restr.	-1,0266	-0,90543	0,9515
<b>Inflação_limpaE1</b>	Const. Restr.	-1,0267	-0,88589	0,9432
	Const. S/ Restr.	-1,0273	-0,88566	0,94195
<b>Inflação_limpaE2</b>	Const. Restr.	-1,2492	-0,79605	0,5634
	Const. S/ Restr.	-1,2504	-0,79555	0,5614
<b>Inflação_limpaFR1</b>	Const. Restr.	-1,3861	-0,61957	0,2364
	Const. S/ Restr.	-1,3863	-0,61950	0,23599
<b>Inflação_limpaFR2</b>	Const. Restr.	-1,4239	-0,61492	0,2021
	Const. S/ Restr.	-1,4240	-0,61487	0,2018

<b>Inflação_limpaIT1</b>	Const. Restr.	-0,91778	-0,62498	0,8780
	Const. S/ Restr.	-0,91825	-0,62489	0,8786
<b>Inflação_limpaIT2</b>	Const. Restr.	-0,92482	-0,59979	0,8942
	Const. S/ Restr.	-0,92500	-0,59976	0,8944
<b>Inflação_limpaAU1</b>	Const. Restr.	-1,8263	-0,49774	0,0298
	Const. S/ Restr.	-1,8277	-0,49709	0,0294
<b>Inflação_limpaAU2</b>	Const. Restr.	-1,8512	-0,48734	0,0281
	Const. S/ Restr.	-1,8522	-0,48685	0,0278
<b>Inflação_limpaP1</b>	Const. Restr.	-1,0392	-0,64810	0,9477
	Const. S/ Restr.	-1,0419	-0,64772	0,9441
<b>Inflação_limpaP2</b>	Const. Restr.	-0,91072	-0,63818	0,8857
	Const. S/ Restr.	-0,91244	-0,63798	0,8878
<b>Inflação_limpaFI1</b>	Const. Restr.	-1,3829	-0,65591	0,59499
	Const. S/ Restr.	-1,3833	-0,65590	0,5944
<b>Inflação_limpaFI2</b>	Const. Restr.	-1,3130	-0,66254	0,6667
	Const. S/ Restr.	-1,3138	-0,66253	0,6657
<b>Inflação_limpaH1</b>	Const. Restr.	-1,9031	-0,36691	0,0295
	Const. S/ Restr.	-1,9056	-0,36585	0,0289
<b>Inflação_limpaH2</b>	Const. Restr.	-2,0607	-0,32276	0,0198
	Const. S/ Restr.	-2,0634	-0,32153	0,0192

Nota: 1 - correção feita a partir do GAP; 2 – correção feita a partir do GAPT