



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E
CONTABILIDADE – FEAAC
CURSO DE CIENCIAS ECONOMICAS

THAÍS PINHEIRO FERREIRA

ANÁLISE DA INTERDEPENDENCIA CÍCLICA GLOBAL

FORTALEZA

2015

THAÍS PINHEIRO FERREIRA

ANÁLISE DA INTERDEPENDÊNCIA CÍCLICA GLOBAL

Monografia apresentada ao Curso de Administração da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do Título de Bacharel em Economia.

Orientador: Prof.. Dr Christiano M. Penna

FORTALEZA

2015

THAÍS PINHEIRO FERREIRA

ANÁLISE DA INTERDEPENDÊNCIA CÍCLICA GLOBAL

Monografia apresentada ao Curso de Administração da Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do Título de Bacharel em Economia.

Aprovada em: ____/____/_____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Christiano Modesto Penna (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Dércio Chaves
Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do CE (IPECE)

Prof. Rafael Barros Barbosa.
Universidade Federal do Ceará (UFC)

A Deus.

Aos meus pais.

AGRADECIMENTOS

A Deus, pelo dom da vida, por iluminar os meus passos e por me dar forças para seguir os meus objetivos com dedicação e perseverança.

Ao professor orientador Christiano Penna, pela paciência e excelente orientação.

Aos meus pais, Aldery e Valéria, por todo amor, dedicação, incentivo, apoio e compreensão em todos os momentos.

Aos amigos, colegas, professores e familiares que, diretamente ou indiretamente, contribuíram para a minha conclusão de curso.

RESUMO

O presente estudo investiga a evolução do grau de interdependência cíclica global ao longo do período 1961 – 2011. Para tanto, empregou-se a metodologia de fatores dinâmicos latentes sugerida em Kose, Otrok e Whiteman (2003). Foi utilizada uma amostra de 98 países, dividida em seis Clubes de Convergência, com base na metodologia proposta por Phillips e Sul (2007). A interdependência do Ciclo de Negócio dos países foi avaliada levando-se em conta aspectos individuais, aspectos específicos de cada clube de convergência e aspectos mundiais.

1. INTRODUÇÃO

A literatura que versa sobre ciclos econômicos ganhou maior importância a partir da segunda metade do século XIX, devido a reflexões em torno das crises que afetaram a economia mundial desde a Revolução Industrial. A principal característica do ciclo era a de que as economias capitalistas se moviam de acordo com um padrão estruturado, gerando movimentos regulares, observáveis empiricamente, os quais eram caracterizados por expansões e contrações do produto.

A paisagem econômica global mudou drasticamente desde meados da década de 1980. Em primeiro lugar, houve um rápido aumento da integração comercial e financeira entre os países. Em segundo lugar, as economias emergentes aumentaram sua participação relativa e representam agora cerca de um quarto de produção mundial e uma parte importante no crescimento global.

Estes desenvolvimentos, juntamente com a iminente recessão da economia mundial após a crise do Subprime têm gerado um grande debate sobre as mudanças nos padrões de movimento do ciclo de negócios internacional. Por um lado, a teoria sugere que a força da globalização nas últimas décadas contribuiu para uma crescente interdependência econômica entre países, o que deveria levar a um aumento do sincronismo dos ciclos de negócios, ou seja, à uma convergência das flutuações do ciclo de negócios a nível mundial.

Uma maior abertura ao comércio e o aumento da integração financeira deveriam tornar as economias mais sensíveis a choques externos, assim como tenderiam a reduzir o tempo de resposta a choques globais, ampliando os canais para que estes choques se propagassem entre os países, mas também contribuindo para que os mesmos se dissipassem mais brevemente.

Por outro lado, o desempenho recente de economias emergentes, em especial a China e a Índia, parece ter sido afetada pelo baixo crescimento de um certo número de países industrializados. Isto trouxe questionamentos com relação à potência dos canais internacionais de transmissão dos ciclos de negócios. Assim sendo, o maior peso das economias emergentes poderia estar contribuindo de alguma maneira para a dinâmica dos ciclos de negócios regionais e global?

Kose, Otrok e Whiteman (2003) propuseram uma investigação empírica das propriedades dinâmicas comuns das flutuações de ciclos de negócios levando em consideração os aspectos idiossincráticos dos países, assim como as características dinâmicas específicas de cada região, e o comportamento dinâmico comum em âmbito global. Para tanto, os autores propõem que se aplique um modelo bayesiano dinâmico de fatores latentes para estimar componentes comuns em agregados macroeconômicos.

O trabalho tinha como amostra as séries da *Penn World Table – Vers. 5.5* para 60 países e cobria os anos de 1960 a 1990. Os países foram desmembrados em 7 regiões geográficas (América do Norte, Oceania, América Latina, Europa, África, países da Ásia em desenvolvimento e países da Ásia desenvolvidos).

Kose, Otrok e Prasad (2008) expandem a amostra para 106 países cobrindo o horizonte de tempo entre 1960 e 2005. Os autores utilizam dados de duas fontes: uma principal, a *World Development Indicators (WDI)* do Banco Mundial, a qual é suplementada pelo *World Economic Outlook (WEO)* do Fundo Monetário internacional. Os autores, entretanto, separam os países em três grupos, de acordo com a classificação do Banco Mundial, qual seja: em países industriais, economias de mercados emergentes e outros países em desenvolvimento.

Em linhas gerais, os resultados do primeiro trabalho se mantêm, indicando a existência de um ciclo de negócios global que teria forte peso frente aos demais componentes (regional e idiossincrático). Entretanto, o segundo trabalho ressalta que, embora durante o período de globalização (1985-2005) tenha havido uma convergência das flutuações de ciclos de negócios entre o grupo de economias industriais e o grupo de economias de mercados emergentes, verificou-se, ainda, uma concomitante diminuição da importância relativa do fator global.

Os autores argumentam que, devido aos fatores grupo-específicos se tornarem mais importantes do que os fatores globais na condução das flutuações dos ciclos de negócios para estes dois grupos de países, então se teria indícios de que não haveria evidência de convergência do ciclo de negócios em cada um desses dois grupos de países, mas sim divergência, ou dissociação, entre eles.

A presente monografia refaz a análise destes trabalhos buscando fazer duas melhorias. A primeira delas é em termos de dados: ao contrário de Kose, Otrok e Prasad (2008), que utilizam dados de múltiplas fontes, aqui se utiliza os dados da *Penn World*

Table Vers. 8.0. Devido a possíveis diferenças metodológicas na construção dos dados, os resultados apresentados pelos autores pode ficar comprometido; já os dados da PWT 8.0 são cautelosamente construídos de modo a permitir uma comparação direta entre países e ao longo do tempo.

A segunda melhoria é a de se tentar selecionar grupos de países de forma mais parcimoniosa e formal. Aqui se sugere que, ao invés de se utilizar regiões geográficas [como em Kose, Otrok e Whiteman (2003)], ou de modo que se defina o grau de desenvolvimento dos países de maneira relativamente *ad hoc* [como em Kose, Otrok e Prasad (2008)], o ideal é que se segreguem os grupos de países de acordo com a formação de clubes de convergência.¹

Essa proposta é relevante, pois de acordo com a teoria Neoclássica, há uma tendência de que países com estruturas econômicas semelhantes convirjam para um mesmo nível de renda per capita de estado estacionário.² Assim sendo, seria de se esperar que o grau de sincronismo dos ciclos de negócios para um grupo de países similares se intensificasse com o passar do tempo.

Após éssa introdução, a monografia foi dividida em mais um capítulo, onde são apresentados os métodos empíricos e os resultados, e uma conclusão. O segundo capítulo apresenta o teste para clubes de convergência de Phillips e Sul (2007); posteriormente discorre-se sobre os dados da PWT vers 8.0; Comnetam-se os resultados do teste Phillips e Sul (2007) aplicados a estes dados; Apresenta-se o modelo de fatores dinâmicos estocásticos proposto em Kose, Otrok e Whiteman (2003), e; discorre-se sobre os resultados encontrados para este modelo. Após isso, traçamos nossas conclusões.

¹ Isto estaria em linha com Kose, Otrok e Prasad (2008), que argumentam que, com poucas exceções, a existente literatura sobre ciclos de negócios internacionais tem se concentrado em países proeminentemente industriais, descartando a importância de mercados emergentes na economia global. No contexto da uma análise das repercussões internacionais do ciclo de negócios, este foco estreito não é mais sustentável.

² Essa é a predição básica sustentada por Mankiw, Romer e Weil (1992) ao se discutir a ideia de convergência condicional.

2. METODOLOGIA

O presente capítulo apresenta os dados, além das metodologias empíricas utilizadas nesta pesquisa: O teste de Convergência de Phillips e Sul (2007), e a metodologia de Fatores Dinâmicos Latentes de Kose, Otrok e Whiteman (2003).

2.1. Dados da *Penn World Table* versão 8.0

A Penn World Table tem sido a principal base de dados utilizada em análises comparativas de crescimento econômico para explicar a elevada desigualdade de renda no mundo, logo oferece um conjunto de séries temporais de contas nacionais que abrange vários países. Além disso, é observada uma paridade de poder aquisitivo e contas de renda nacional convertidos em preços internacionais. Suas variáveis podem ser facilmente convertidas para uma moeda padrão e pode-se comparar as variáveis em seus quantuns reais entre países, e ao longo do tempo. A PWT também fornece informações sobre os preços relativos dentro de cada país e entre países, bem como, dados demográficos e estimativas de estoque de capital.

Nosso exercício empírico faz uso de duas séries disponibilizadas pela PWT: a série de PIB real do lado da oferta encadeada em PPPs (em milhões de dólares de 2005) e da População em cada país (em milhões). A nomenclatura dessas séries na PWT é, respectivamente, Rgdpo e Pop.

Os Clubes de Convergência entre os estudos recentes que visam calcular a convergência da renda entre regiões, a maioria teve como inspiração o instrumental desenvolvido por Barro e Sala-iMartin (1995). Este tem origem na versão de Cass-Koopmans para o modelo de Solow (1956) e de Ramsey (1928). Segundo Galor (1996), há três hipóteses de convergência distintas:

a) Absoluta: independentemente das condições iniciais das diferentes economias, as suas rendas per capita convergem para um mesmo nível de longo prazo (estado estacionário);

b) Condicional: independentemente das condições iniciais, as rendas per capita de economias com características estruturais idênticas convergem para um mesmo nível de longo prazo;

c) Clubes de Convergência: em economias que apresentam condições iniciais similares e características estruturais idênticas, as rendas per capita convergem para um mesmo nível de longo prazo.

2.2. O Teste para Clubes de Convergência de Phillips e Sul (2007)

A metodologia de séries temporais proposta em Phillips e Sul (2007), emprega a ideia de fronteira tecnológica, explorando os canais através dos quais os países menos desenvolvidos imitam ou adotam as tecnologias disponíveis em países líderes.³ Não havendo barreiras à difusão tecnológica entre os países, estes modelos sustentam que países seguidores e líderes tendem a convergir gradualmente para um mesmo nível de renda *per capita*. Contudo, existindo barreiras, a capacidade de adoção e criação de tecnologia dos países deve passar a balizar esta convergência global; este processo resultaria então na criação de clubes de convergência definidos pela capacidade de adoção da tecnologia disponível.

Phillips e Sul (2007) formularam uma metodologia empírica para dados em painéis capaz de acomodar a possibilidade conjunta de diversos tipos de heterogeneidade entre as economias e, em particular, a hipótese de heterogeneidade no progresso tecnológico. Este novo método de estudo opera sob a hipótese de que o aprendizado tecnológico pode ser diferente ao longo do tempo e entre as economias e é baseado na formulação de um modelo de fatores não-lineares composto de um elemento idiossincrático variante no tempo, apropriado para mensurar os efeitos individuais de transição para o estado estacionário, e de um fator de tendência estocástica comum, que captura os efeitos da tecnologia comum.

Dadas tais trajetórias, e supondo que as economias compartilham de um padrão de crescimento comum, Phillips e Sul (2007) sugerem também um teste estatístico, o teste $\log t$, que ganha poder ao ser aplicado recursivamente sobre as unidades transversais, possibilitando assim, a seleção adequada de uma amostra de economias que representem um determinado clube de convergência.

A ideia por trás desta metodologia é a que se segue: Seja $X_{i,t}$ um painel de dados contendo o PIB *per capita*, onde $i = 1, \dots, N$ e $t = 1, \dots, T$ denotam, respectivamente, as unidades *cross-section* e o tempo. Usualmente, $X_{i,t}$ é decomposto

³ Ver, por exemplo, Barro e Sala-i-Martin (1997) e de Howitt (2000), Parente e Prescott (1994), Basu e Weil (1998), Lucas (2002) e, recentemente, em Howitt e Mayer-Foulkes (2005).

em dois componentes, um sistemático, $a_{i,t}$, e um transitório, $g_{i,t}$, ou seja, $X_{i,t} = a_{i,t} + g_{i,t}$.

A estratégia empírica de Phillips e Sul (2007) foi a de se modelar o painel de dados de modo que os componentes comuns e idiossincráticos pudessem ser distinguidos, ou seja,

$$X_{i,t} = a_{i,t} + g_{i,t}t = \left(\frac{a_{i,t} + g_{i,t}t}{\mu_t} \right) \mu_t = b_{i,t} \mu_t \quad (1)$$

onde μ_t é um componente que determina a trajetória de longo prazo, ou seja, uma trajetória comum de crescimento do PIB *per capita* e $b_{i,t}$ é um elemento idiossincrático que varia no tempo capaz de mensurar os efeitos individuais de transição. Deste modo, poderia se idealizar $b_{i,t}$ como a trajetória de transição individual de i , dado o seu deslocamento em torno da trajetória comum, μ_t .

Nestes termos, seria possível se testar convergência de longo prazo (quando $t \rightarrow \infty$) sempre que a heterogeneidade não observada se dissipe, ou seja, sempre que $g_{i,t} \rightarrow g_i$. Inferências sobre o comportamento de $b_{i,t}$ não são possíveis sem a imposição de alguma restrição em sua dinâmica, pois o número de parâmetros desconhecidos em $b_{i,t}$ é igual ao número de observações; uma alternativa para modelar os elementos de transição, $b_{i,t}$, vem da construção de um coeficiente de transição relativo, $h_{i,t}$, definido como: $h_{i,t} = \frac{\hat{x}_{i,t}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{x}_{i,t}} = \frac{b_{i,t}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N b_{i,t}}$, onde $\hat{x}_{i,t}$ representa o PIB *per capita* sem o componente de ciclos econômicos.

Sendo assim, as curvas traçadas por $h_{i,t}$ definem uma trajetória de transição relativa e, ao mesmo tempo, mensuram o quanto PIB *per capita* i se desloca em relação à trajetória de crescimento comum, μ_t . Dessa forma, $h_{i,t}$ pode diferir entre as i economias no curto prazo, mas admite convergência no longo prazo sempre que $h_{i,t} \rightarrow 1$ para todo i quando $t \rightarrow \infty$. Ressalta-se ainda que, se isso ocorrer, no longo prazo a variância *cross-section* de $h_{i,t}$ converge para zero; ou seja, tem-se que: $\sigma_t^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{i,t} - 1)^2 \rightarrow 0$ quando $t \rightarrow \infty$, que é toda a idéia por trás da σ -convergência.

Com base nesta modelagem, Phillips e Sul (2007) desenvolveram uma análise de convergência baseada no que denominaram teste $\log t$. Os autores propõem a

seguinte forma semi-paramétrica para se modelar os coeficientes de transição assumindo que os mesmos são tendências estocásticas lineares e permitindo-se heterogeneidade entre economias ao longo do tempo: $b_{i,t} = b_i + \frac{\sigma_i \xi_{i,t}}{L(t)t^\alpha}$, onde $L(t)$ é uma função *slowly varying* (SV), crescente e divergente no infinito; $\xi_{i,t} \sim i.i.d(0,1)$, α governa a taxa de queda da variação nas unidades transversais ao longo do tempo e, $\sigma_i > 0$ e $t \geq 1, \forall i$.

Notando que, $L(t) \rightarrow \infty$ quando $t \rightarrow \infty$, então essa formulação assegura que $b_{i,t} \rightarrow b_i$ para todo $\alpha \geq 0$, ou seja, sempre haverá convergência se $b_{i,t} \rightarrow b_i$ para todo $\alpha \geq 0$ e divergência caso contrário. Com efeito, têm-se duas condições para convergência do modelo:

$$\begin{aligned} \text{i)} \quad & \lim_{k \rightarrow \infty} b_{i,t+k} = b \Leftrightarrow b_{i,t} = b_i \text{ e } \alpha \geq 0 \quad e \\ \text{ii)} \quad & \lim_{k \rightarrow \infty} b_{i,t+k} \neq b \Leftrightarrow b_i \neq b \text{ ou } \alpha < 0 \quad , \end{aligned} \quad (2)$$

ou seja, é possível estabelecer um teste da hipótese nula de convergência contra hipóteses alternativas de não-convergência. Tal teste é baseado nas seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} \text{Hipótese nula} \quad & H_0: b_{i,t} = b_i \cap \alpha \geq 0 \\ \text{Hipóteses alternativa} \quad & \begin{cases} H_{A1}: b_i = b, \forall i \cap \alpha < 0 \\ H_{A2}: \exists i; b_i \neq b \cap \alpha \geq 0 \cup \alpha < 0 \end{cases} \end{aligned}$$

Tal abordagem também permite testar a formação de clubes de convergência. Por exemplo, existindo dois clubes $\{G_1, G_2\}$; $G_1 + G_2 = N$, então a hipótese alternativa pode ser descrita da seguinte maneira:

$$H_A: b_{i,t} \rightarrow \begin{cases} b_1 \text{ e } \alpha \geq 0 & \text{se } i \in G_1 \\ b_2 \text{ e } \alpha \geq 0 & \text{se } i \in G_2 \end{cases}$$

A regressão para se testar $b_{i,t} = b_i + \frac{\sigma_i \xi_{i,t}}{L(t)t^\alpha}$ supondo $L(t) = \log t$ é baseada na seguinte regressão:

$$\log \frac{H_1}{H_t} - 2 \log[L(t)] = \pi_0 + \pi_1 \log t + u_t \quad \text{para } t = t_0, \dots, T \quad , \quad (3)$$

Onde H_1/H_t representa a relação de variância *cross-section* encontrada através de $H_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N (h_{i,t} - 1)^2$ e $h_{i,t} = \frac{\hat{x}_{i,t}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{x}_{i,t}}$, onde $\hat{x}_{i,t}$ representa o logaritmo

neperiano da renda *per capita* da economia i após a remoção do componente de ciclos através do filtro de Hodrick- Prescott.

Sob hipótese nula, os coeficientes de (3) podem ser testados com base num teste t unilateral, robusto a auto-correlação e heterocedasticidade. Para um nível de 5%, por exemplo, a hipótese nula de convergência deve ser rejeitada se $t_{\hat{\pi}_1} < -1,65$.

Phillips e Sul também sugerem que a regressão (3) seja realizada após se descartar um terço das observações iniciais. A fração $r = 0,3$ foi encontrada através de extensivas simulações de Monte Carlo e os resultados destas simulações sugerem que tal fração é a ideal em termos de tamanho e poder.

A rejeição da hipótese nula de convergência para todo o painel pode estar indicando a existência de pontos separados de equilíbrio ou múltiplos estados estacionários. Quando isso ocorre, pode-se ter a divergência de alguns membros do painel e/ou a formação de clubes de convergência. Neste contexto, um algoritmo que aplique sequencialmente o teste $\log t$ permite a identificação de clubes de convergência sem que se recorra às usuais características observáveis que condicionem o devido agrupamento deste clube. O algoritmo é descrito a seguir:

- (i) Ordenam-se os PIB *per capita*s de acordo com o período final;
- (ii) Selecionam-se as k primeiras economias com maior PIB *per capita*, formando um sub-grupo G_k para algum $2 \leq k < N$. Estima-se a regressão $\log t$ e calcula-se a estatística de convergência $t_k = t(G_k)$ para este sub-grupo. Escolhe-se um grupo formado por k^* economias tal que t_k seja maximizado sobre k de acordo com a condição: $k^* = \arg \max_k \{t_k\}$ sujeito a $\min\{t_k\} > -1,65$.⁴ Se a condição $\min\{t_k\} > -1,65$ não for válida para $k = 2$, então a economia com maior PIB *per capita* é excluída da amostra e um novo sub-grupo, $G_{2j} = \{2, \dots, j\}$ para $3 \leq j < N$, é formado. Repete-se este passo formando-se a estatística $t_j = t(G_{2j})$. Se a condição $\min\{t_k\} > -1,65$ não for válida para todos os pares sequenciais de economias, conclui-se que o painel não apresenta clubes de convergência.
- (iii) Adiciona-se uma economia por vez ao grupo primário com k^* membros e estima-se a regressão $\log t$ novamente; sempre se inclui uma nova economia

⁴ A condição $\min\{t_k\} > -1,65$ retrata o nível de significância da análise, 5%.

ao clube de convergência se a estatística t for maior do que o critério de fixação, c^* . Quando T for pequeno, o critério de fixação, c^* , pode ser zero para assegurar uma seleção conservadora; se T for grande, c^* pode ir assintoticamente para o valor crítico de 5%, ou seja, $-1,65$. Repete-se esse procedimento para todas as economias remanescentes e forma-se o primeiro sub-grupo de convergência a partir do grupo primário G_k suplementado pelas economias que atendem ao critério de fixação.

- (iv) Forma-se um segundo grupo com as economias cuja regra de fixação falha no passo (iii); estima-se a regressão $\log t$ e se verifica se $t_{\hat{\pi}_1} > -1,65$, que retrata o nível de significância do teste para a convergência. Se esta condição for atendida conclui-se que existem dois grupos de convergência distintos: o grupo primário G_k e o segundo grupo. De modo contrário, se a condição não for atendida, repete-se do passo (i) ao passo (iii) para verificar se este segundo grupo pode ser subdividido em um número maior de clubes de convergência. Não existindo um conjunto composto por $k \geq 2$ economias no passo (ii) com $t_{\hat{\pi}_1} > -1,65$, conclui-se que as economias remanescentes não podem ser subdivididas em subgrupos e, portanto, não convergem para um patamar comum.

2.3. O Modelo de Fatores Dinâmicos Latentes de Kose, Otrok e Whiteman (2003)

Identificados apropriadamente os clubes de convergência, podemos partir para a descrição da metodologia de fatores dinâmicos latentes proposta em Kose, Otrok e Whiteman (2003). Essa metodologia permite capturar simultaneamente spillovers de choques contemporâneos, bem como a propagação dinâmica de ciclos de negócios de forma bastante flexível, sem restrições *a priori* sobre a caracterização de spillovers ou sobre a estrutura do mecanismo de propagação.

A metodologia decompõe as flutuações macroeconômicas do PIB real per capita nos seguintes fatores: (i) um fator global, que acomoda flutuações comuns em todos os países; (ii) 6 fatores específicos relacionados a cada grupo de convergência, os quais capturam flutuações comuns a todos os países pertencentes a um dado grupo (os países divergentes foram retirados da amostra); (iii) fatores idiossincráticos de cada país, os quais são específicos para cada série de tempo.

O objetivo aqui é avaliar a interferência do PIB per capita nacional motivada por aspectos individuais, aspectos específicos de cada clube de convergência e aspectos mundiais; discutindo quais são os principais fatores que ocasionam essas mudanças no comportamento desta variável, através da utilização de técnicas bayesianas e com a estimativa realizada com dados em painel, representada pela equação da regressão que se segue:

$$Y_{i,t} = \beta_i^W f_t^W + \beta_i^C f_{j,t}^C + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Onde $Y_{i,t}$ representa o PIB per capita para o país i ($i=1, \dots, n$), a partir do ano $t=1$ ($t=1, \dots, N$). O primeiro fator f_t^W é válido para PIB per capita de todos os países, com $N=101$ (104 países menos os três países divergentes). Os fatores clube-específicos $f_{j,t}^C$ ($j=1, \dots, n$) são comuns a cada um dos clubes de convergência identificados, que totalizam $n=6$ clubes de convergência. Os parâmetros β_i^W e β_i^C medem as reações do PIB per capita de um determinado país em relação às modificações nos fatores mundial e clube-específicos, respectivamente. Um valor maior em β_i^W , por exemplo, significa que o PIB per capita do país i reage mais fortemente ao fator mundial. Por fim, $\varepsilon_{i,t}$ é o componente idiossincrático (erros normalmente distribuídos) ou individual do PIB per capita de um determinado país i .

Uma vez que $\varepsilon_{i,t}$, f_t^W e $f_{j,t}^C$ seguem processos autorregressivos, (AR), (6) se torna um modelo de fatores dinâmicos latente. Cada componente idiossincrático segue um processo AR(p):

$$\varepsilon_{i,t} = p_{i,1}\varepsilon_{i,t-1} + \dots + p_{i,p}\varepsilon_{i,t-p} + u_{i,t} \quad , \quad (6)$$

onde $u_{i,t} \sim N(0, \sigma_i^2)$ e $E(u_{i,t}, u_{i,t-s}) = 0$ para $s \neq 0$. De maneira similar, o processo AR(q) produz os fatores mundiais e clube-específicos:

$$f_t^W = p_1^W f_{t-1}^W + \dots + p_q^W f_{t-q}^W + u_t^W \quad (7)$$

$$f_{j,t}^C = p_{j,1}^C f_{j,t-1}^C + \dots + p_{j,q}^C f_{j,t-q}^C + u_{j,t}^C \quad (j = 1, \dots, J), \quad (8)$$

Onde $u_t^W \sim N(0, \sigma_p^2)$, $u_{j,t}^C \sim N(0, \sigma_{j,l}^2)$ e $E(u_t^W, u_{t-s}^W) = E(u_{j,t}^C, u_{j,t-s}^C) = 0$ para $s \neq 0$. Seguindo o padrão adotado na literatura, assumimos que os choques (6)-(8) não são contemporaneamente correlatos em todos os seus atrasos e avanços, de forma que os fatores mundial, clube-específicos e individuais são ortogonais. Ao estimar o modelo de fatores dinâmicos, definem-se as ordens dos processos AR (p e q) com valor equivalente a dois. Outros valores diferentes de zero para p e q produzem resultados equivalentes. Apenas em um caso extremo um país com os parâmetros $\beta_i^W = \beta_i^C = 0$ terá um PIB per capita completamente idiossincrático ($Y_{i,t} = \varepsilon_{i,t}$), mostrando a ausência de covariância com o PIB per capita de outros países.

Nem os sinais nem as escalas de fatores e os seus parâmetros podem ser identificados isoladamente em (5). Por exemplo, multiplicar o fator mundial por -2 e os parâmetros desses fatores por -1/2 produziria exatamente o mesmo modelo. Para normalizar os sinais dos fatores e seus parâmetros, foi seguida uma estratégia similar à de Kose *et al.* (2003) e restringimos os parâmetros do fator clube-específico para Argentina, Austrália, Bolívia, Camarões, Benin, e Etiópia para que sejam positivos. Assim fazendo, tal escolha ocorre de modo completamente arbitrário, o que é condizente com a proposta de Kose, Otrok e Whiteman (2003).

Para normalizar as escalas, assumimos que cada uma das variações de choque, σ_p^2 e $\sigma_{j,l}^2$ ($j = 1, \dots, J$), é igual a um (Sargent e Sims, 1977; Stock e Watson, 1989, 1993). As normalizações dos sinais e das escalas não possuem qualquer interferência econômica, tampouco qualquer conteúdo econômico. Exemplo: a decomposição de variáveis no centro dessa análise é invariável em relação a essas normalizações.

A natureza latente dos fatores em (5) exclui a utilização de métodos de regressão comum para estimar o modelo. Em vez disso, seguimos Otrok e Whiteman (1998) e Klose *et al.* (2003, 2008) e utilizamos técnicas *Bayesianas* com aumento de dados para estimar o modelo (Tanner e Worg, 1987).

Os procedimentos *Bayesianos* lidam de forma eficiente com secções transversais de dados, assim como um grande número de fatores, quando se trata de modelo de fatores dinâmicos. A estimativa *Bayesiana* implica em esquemas simulados, baseados na distribuição posterior completa dos modelos de parâmetros e fatores,

desenhados sucessivamente a partir de uma série de distribuições condicionais, utilizando um procedimento em Cadeia de Markov Monte Carlo (MCMC).

Para implementar a análise Bayesiana, usamos os seguintes priores conjugados, que são semelhantes às utilizadas por Kose *et al.* (2003):

$$(\beta_i^W, \beta_i^C)' \sim N(0, I_2) (i = 1, \dots, N), \quad (9)$$

$$(p_{i,1}, \dots, p_{i,p})' \sim N[0, \text{diag}(1, 0.5, \dots, 0.5^{p-1})] (i = 1, \dots, N), \quad (10)$$

$$(p_1^n, p_q^n)' \sim N[0, \text{diag}(1, 0.5, \dots, 0.5^{q-1})], \quad (11)$$

$$(p_{j,1}^c, p_{j,q}^c)' \sim N[0, \text{diag}(1, 0.5, \dots, 0.5^{q-1})] (j = 1, \dots, J), \quad (12)$$

$$\sigma_j^2 \sim \text{IG}(6, 0.001) (i = 1, \dots, N), \quad (13)$$

onde IG indica a distribuição *gama-inversa*. Estes são priores relativamente agnósticas e os nossos resultados não são sensíveis a possíveis perturbações presentes nas mesmas. As equações (10) - (12) implicam que as distribuições de priores para os parâmetros AR tornam-se mais firmemente centrada em zero, à medida que aumenta o retardo, semelhante ao tratamento de coeficientes em retardo no “Minnesota Prior”.

O grau de influência mundial sobre o PIB per capita dos países pode ser medida calculando a contribuição do fator mundial para a variabilidade total dos PIBs per capita vistos isoladamente. Esta decomposição da variância para calcular fatores ortogonais é representada da seguinte maneira:

$$\theta_i^W = \frac{(\beta_i^W)^2 \text{var}(f_t^W)}{\text{var}(y_{i,t})} (i = 1, \dots, N) \quad (14)$$

Onde:

$$\text{var}(y_{i,t}) = (\beta_i^W)^2 \text{var}(f_t^W) + (\beta_i^C)^2 \text{var}(f_{j,t}^C) + \text{var}(\varepsilon_{i,t}) (i = 1, \dots, N) \quad (15)$$

O θ_i^W é a proporção da variabilidade na taxa i de renda de um país que pode ser atribuída ao fator nacional. As magnitudes relativas de θ_i^W e θ_j^W dependem de ambas as cargas fatoriais e volatilidade de renda relativa nos países i e j . O algoritmo MCMC se desenvolve a partir das respectivas distribuições posteriores sobre as estatísticas da replicação referente a cada País da amostra.

Na seção seguinte, serão apresentados alguns resultados de estimativas, os resultados auferidos com os testes e suas análises.

3. RESULTADOS

3.1. RESULTADOS PARA O TESTE Phillips e Sul (2007)

Os procedimentos descritos na Seção 2.1 são aplicados ao painel de dados de PIB real *per capita* descrito na seção anterior. Inicialmente, testa-se a convergência global dos PIBs reais *per capita*, sendo a estimativa de π_1 igual a -0.956, com respectiva estatística $t_{\hat{\pi}_1} = -31.181$. Isso sugere a rejeição da hipótese nula de convergência global ou absoluta, já que $t_{\hat{\pi}_1} < -1.65$. Ou seja, Os PIBs per capita dos países não estão convergindo para um determinado nível comum. Entretanto, como foi discutido anteriormente, mesmo que a hipótese de convergência nesse primeiro passo devesse ser rejeitada, ainda é possível que os PIBs per capita dos países estejam convergindo de modo a formar clubes de convergência.

Assim, dá-se continuidade ao procedimento descrito na metodologia para identificação de possíveis clubes de convergência. Após a ordenação dos PIBs reais per capita dos países, o algoritmo prossegue identificando um primeiro clube formado por Argentina, Botsuana, China, Egito, Guiné Equatorial, Hong Kong, Irlanda, Coréia do Sul, Luxemburgo, Noruega, e Taiwan. Depois disto, testa-se a hipótese de que os índices remanescentes formam um segundo grupo de convergência. Como se obtém, $t_{\hat{\pi}_1} = -27.122 < -1.65$ esta hipótese deve ser rejeitada. Mais uma vez, abre-se espaço para a formação de novos clubes de convergência. O algoritmo prossegue e finda por sugerir a formação de seis clubes de convergência. Uma síntese das estimativas é organizada na Tabela 1, a seguir.

Tabela 1: Síntese das estimativas para o cálculo dos clubes de convergência.

GRUPOS	Parâmetro	$\hat{\pi}$	$t_{\hat{\pi}}$
GRUPO 1: ARG BWA CHN EGY GNQ HKG IRL KOR LUX NOR TWN	π_0	-3.635	-12.514
	π_1	0.539	6.540
GRUPO 2: AUS AUT BEL BRB CAN CHE CHL CPV DEU DNK ESP FIN FRA GBR GRC IRN ISL ISR ITA JPN MUS MYS NLD NZL PRT SGP SWE THA USA	π_0	-2.603	-9.267
	π_1	0.172	2.156
GRUPO 3: BOL BRA COL CRI DOM ECU GAB GHA GTM HND IDN IND JAM JOR LKA LSO MAR MEX MLI MRT PAK PAN PER PHL PRY SYR TCD TTO TUN TUR URY VEN ZAF ZWE	π_0	-1.989	-24.496
	π_1	-0.132	-5.745
GRUPO 4: CMR MOZ NGA NPL UGA	π_0	-3.423	-6.340
	π_1	0.228	1.488
GRUPO 5: BEN BFA BGD CIV COG COM GIN GMB GNB KEN SEN TGO TZA ZMB	π_0	-1.388	-5.207
	π_1	-0.265	-3.504
GRUPO 6: ETH MDG MWI NER RWA	π_0	-0.040	-0.059
	π_1	-0.202	-1.048
DIVERGENTES	BDI COD SLV		

Fonte: Elaboração do Autor

No segundo grupo identificamos os países desenvolvidos que tem como características um alto nível desenvolvimento econômico e social, apresentam estrutura industrial completa, desenvolvimento científico e tecnológico elevado.

Identificamos que no terceiro grupo está composto por alguns países membros do MERCOSUL como Brasil, Bolívia que tem como princípio uma economia emergente (em desenvolvimento) com características: padrão de vida de grande parte da população entre níveis baixos e médio, setor industrial em desenvolvimento, crescimento da infraestrutura e entre demais características mudanças significativas e positivas na estrutura social e econômica da população.

Nos grupos quatro, cinco e seis eles possuem características comuns pois são países do continente Asiático que na sua maioria são países subdesenvolvidos. Pontos em comuns desses

países é a dependência econômica, política e cultural em relação às nações desenvolvida, expectativa de vida baixa, crescimento populacional elevado e elevada taxa de natalidade e mortalidade infantil.

3.2. Resultados do Modelo de Fatores Dinâmicos Latentes

A seguir apresentamos um sumário estatístico das taxas de crescimento dos PIBs reais per capita dos países de cada grupo de convergência identificado. As estatísticas descritivas dos 101 países da amostra analisados individualmente estão presentes no Apêndice.

Tabela 2: Sumário de Estatísticas Descritivas.

		MÉDIA	DESV.PAD	MÍNIMO	MÁXIMO
Média	Todos os países	0.023	0.062	-0.160	0.182
	Grupo 1	0.050	0.076	-0.174	0.233
	Grupo 2	0.029	0.045	-0.105	0.133
	Grupo 3	0.020	0.063	-0.143	0.183
	Grupo 4	0.013	0.081	-0.262	0.254
	Grupo 5	0.006	0.075	-0.221	0.221
	Grupo 6	0.004	0.075	-0.286	0.156

O Gráfico 1, a seguir, exhibe a evolução do fator mundial e dos fatores regionais (clube-específicos) para o período de 1961 a 2011. Nota-se, uma razoável semelhança de comportamento entre os fatores clube-específicos dos grupos 1, 2 e 3; e, de modo similar, os grupos 4, 5 e 6. Destaca-se que o primeiro grupo de países apresenta um relativo grau superior de desenvolvimento relativo ao segundo grupo.

Gráfico 1: Evolução do Fator Mundial e Fatores clube-específicos, 1961-2011.

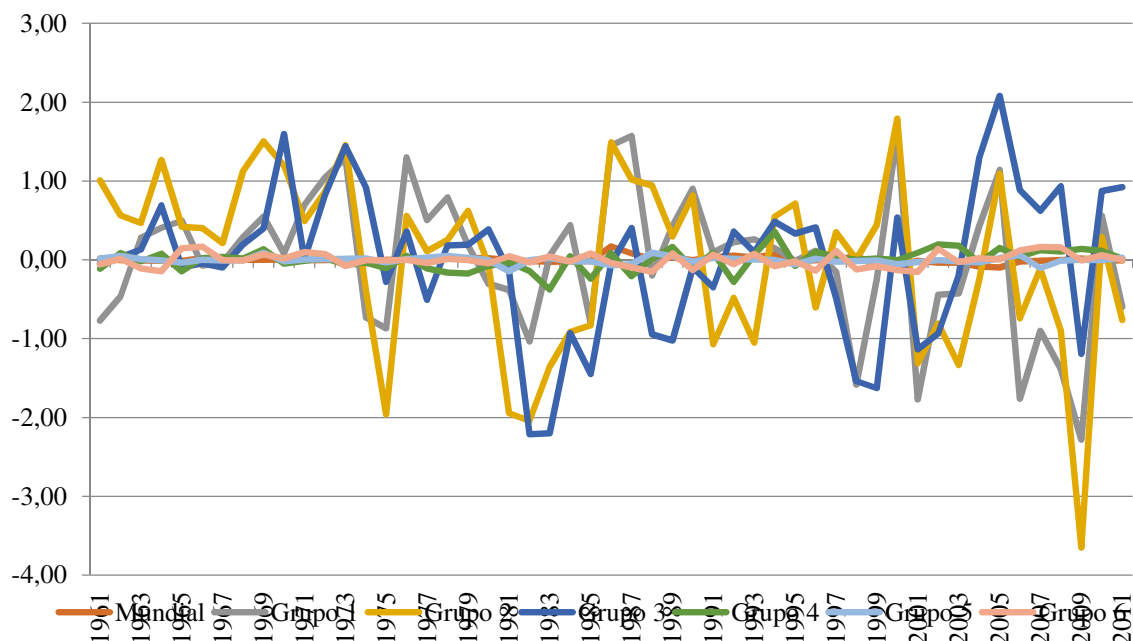


Tabela 3: Decomposição da variância do PIB per capita, 1961-2011.

País/Fator	Mundial	Regional	Nacional	País/Fator	Mundial	Regional	Nacional
Grupo 1							
Argentina	0.05	0.03	0.92	Ireland	0.00	0.12	0.88
Botswana	0.01	0.01	0.98	R.Korea	0.01	0.28	0.71
China	0.03	0.01	0.96	Luxembourg	0.01	0.19	0.79
Egypt	0.00	0.01	0.98	Norway	0.14	0.07	0.79
E. Guineia	0.29	0.02	0.70	Taiwan	0.08	0.63	0.29
Hong Kong	0.00	0.62	0.37				
Grupo 2							
Australia	0.01	0.14	0.85	Iran	0.12	0.00	0.88
Austria	0.01	0.60	0.39	Iceland	0.01	0.03	0.95
Belgium	0.01	0.67	0.33	Israel	0.05	0.20	0.75
Barbados	0.04	0.07	0.89	Italy	0.07	0.50	0.42
Canada	0.05	0.41	0.54	Japan	0.10	0.48	0.42
Switzerland	0.00	0.40	0.59	Mauritius	0.06	0.01	0.93
Chile	0.01	0.09	0.90	Malaysia	0.15	0.11	0.74
Cape Verde	0.02	0.03	0.95	Netherlands	0.04	0.59	0.36
Germany	0.03	0.61	0.36	New Zealand	0.01	0.07	0.92
Denmark	0.02	0.49	0.50	Portugal	0.06	0.58	0.36
Spain	0.02	0.55	0.43	Singapore	0.18	0.26	0.56
Finland	0.00	0.48	0.52	Sweden	0.00	0.39	0.61
France	0.01	0.71	0.28	Thailand	0.01	0.06	0.93
United Kingdom	0.00	0.42	0.58	United States	0.00	0.28	0.71
Greece	0.00	0.20	0.79				
Grupo 3							
Bolivia	0.03	0.04	0.93	Mexico	0.09	0.18	0.73
Brazil	0.04	0.25	0.71	Mali	0.00	0.02	0.98
Colombia	0.01	0.47	0.52	Mauritania	0.02	0.08	0.90
Costa Rica	0.03	0.06	0.91	Pakistan	0.07	0.10	0.83
R. Dominicana	0.00	0.04	0.95	Panama	0.00	0.23	0.76
Ecuador	0.19	0.26	0.55	Peru	0.00	0.29	0.70

Gabon	0.37	0.12	0.52	Philippines	0.04	0.20	0.76
Ghana	0.02	0.06	0.92	Paraguay	0.00	0.13	0.87
Guatemala	0.03	0.17	0.79	Síria	0.32	0.03	0.65
Honduras	0.00	0.07	0.93	Chad	0.18	0.05	0.77
Indonesia	0.01	0.07	0.92	Trinidad and Tobago	0.28	0.11	0.61
India	0.02	0.06	0.93	Tunisia	0.00	0.12	0.88
Jamaica	0.07	0.02	0.91	Turkey	0.05	0.21	0.74
Jordan	0.02	0.03	0.96	Uruguay	0.22	0.39	0.40
Sri Lanka	0.03	0.01	0.96	Venezuela	0.29	0.26	0.44
Lesotho	0.00	0.03	0.97	South Africa	0.12	0.26	0.62
Morocco	0.03	0.01	0.96	Zimbabwe	0.01	0.00	0.99
Grupo 4							
Cameroon	0.13	0.29	0.57	Nepal	0.07	0.13	0.80
Mozambique	0.02	0.25	0.73	Uganda	0.01	0.13	0.87
Nigeria	0.66	0.03	0.31				
Grupo 5							
Benin	0.13	0.06	0.82	Gambia	0.12	0.08	0.80
Burkina Faso	0.02	0.04	0.94	Guinea-Bissau	0.01	0.03	0.96
Bangladesh	0.01	0.04	0.96	Kenya	0.00	0.05	0.95
Côte d'Ivoire	0.01	0.07	0.92	Senegal	0.05	0.07	0.88
Congo	0.46	0.06	0.47	Togo	0.01	0.12	0.88
Comoros	0.03	0.04	0.93	Tanzania	0.37	0.10	0.53
Guinea	0.01	0.03	0.95	Zambia	0.14	0.17	0.69
Grupo 6							
Ethiopia	0.18	0.07	0.75	Niger	0.01	0.02	0.97
Madagascar	0.12	0.02	0.87	Rwanda	0.05	0.48	0.47
Malawi	0.08	0.34	0.57				

Ademais, com o intuito de ter uma melhor percepção da dimensão exata do grau da proporção da variação do PIB per capita que é devida aos fatores mundial, regional e nacional, apresentam-se na Tabela 3, os valores da decomposição da variância dos fatores para a amostra de países no período de 1961 a 2011.

Os resultados indicam que em média o fator nacional foi responsável por explicar a maior parte da volatilidade do produto per capita de todos os grupos de países. O que se deve observar no gráfico que o componente global tem um efeito muito pequeno quando comparado aos efeitos clube-específicos (efeito ocasionado dentro dos clubes). Além disso, o fator clube-específico dos países alocados em clubes com renda per capita mais elevada (Clubes 1, 2 e 3) tem uma variabilidade bem maior do que a dos clubes com renda menos elevada (clubes 4, 5 e 6). Isso sugere que o efeito global é muito pequeno para as economias como um todo, e que o efeito clube específico, embora seja mais salutar para as economias mais ricas, tende a ser mais singelo para as economias mais afastadas.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diante da relevância dos estudos sobre análise da interdependência cíclica global, observa-se a formação de seis grupos que levaram em conta seus aspectos econômicos entre outros como foi observado. Logo a metodologia utilizada foi de alta relevância para os fatores estimados do modelo, pois permitiu reduzir problemas de descaracterização, como fatores específicos de países.

Por fim, verificamos a interferência do PIB per capita nacional motivada por aspectos individuais, aspectos específicos de cada clube de convergência. Assim discutimos os principais aspectos do cada clube de convergência.

ANEXO 1

GRUPO	PAÍS	MÉDIA	DESV.PAD	MÍNIMO	MÁXIMO
Grupo 1	Argentina	0.036	0.069	-0.162	0.253
	Botswana	0.072	0.079	-0.211	0.231
	China, People's Republic of	0.042	0.089	-0.441	0.195
	Egypt	0.047	0.053	-0.038	0.170
	Equatorial Guinea	0.085	0.237	-0.340	0.738
	China: Hong Kong SAR	0.047	0.052	-0.089	0.186
	Ireland	0.042	0.038	-0.062	0.127
	Republic of Korea	0.064	0.052	-0.090	0.194
	Luxembourg	0.028	0.059	-0.159	0.147
	Norway	0.038	0.071	-0.274	0.199
	Taiwan	0.054	0.037	-0.054	0.127
Grupo 2	Australia	0.022	0.023	-0.044	0.064
	Austria	0.029	0.022	-0.040	0.069
	Belgium	0.028	0.034	-0.046	0.101
	Barbados	0.021	0.073	-0.241	0.165
	Canada	0.022	0.027	-0.055	0.065
	Switzerland	0.019	0.029	-0.094	0.070
	Chile	0.025	0.067	-0.183	0.198
	Cape Verde	0.031	0.086	-0.223	0.194
	Germany	0.028	0.026	-0.070	0.081
	Denmark	0.024	0.027	-0.039	0.091
	Spain	0.034	0.035	-0.056	0.104
	Finland	0.029	0.042	-0.103	0.118
	France	0.024	0.026	-0.045	0.064
	United Kingdom	0.022	0.026	-0.048	0.080
	Greece	0.033	0.043	-0.072	0.121
	Iran (Islamic Republic of)	0.029	0.115	-0.385	0.216
	Iceland	0.024	0.057	-0.116	0.172
	Israel	0.023	0.038	-0.055	0.113
	Italy	0.031	0.033	-0.058	0.120
	Japan	0.038	0.041	-0.067	0.107
	Mauritius	0.029	0.076	-0.227	0.277
	Malaysia	0.039	0.058	-0.163	0.182
	Netherlands	0.028	0.031	-0.045	0.121
	New Zealand	0.016	0.030	-0.062	0.090
	Portugal	0.035	0.039	-0.067	0.126
	Singapore	0.060	0.081	-0.127	0.326
Sweden	0.025	0.030	-0.069	0.084	
Thailand	0.045	0.061	-0.188	0.271	
United States	0.020	0.023	-0.047	0.065	
Grupo 3	Bolivia	0.016	0.042	-0.146	0.091
	Brazil	0.032	0.050	-0.059	0.174
	Colombia	0.019	0.032	-0.073	0.079
	Costa Rica	0.015	0.035	-0.097	0.081
	Dominican Republic	0.024	0.061	-0.105	0.170
	Ecuador	0.024	0.044	-0.071	0.155
	Gabon	0.034	0.120	-0.321	0.291
	Ghana	0.003	0.067	-0.175	0.124
	Guatemala	0.013	0.022	-0.047	0.055

	Honduras	0.009	0.034	-0.066	0.102
	Indonesia	0.029	0.072	-0.241	0.182
	India	0.027	0.042	-0.089	0.108
	Jamaica	-0.001	0.057	-0.122	0.123
	Jordan	0.014	0.087	-0.222	0.217
	Sri Lanka	0.019	0.045	-0.131	0.114
	Lesotho	0.023	0.061	-0.116	0.191
	Morocco	0.028	0.059	-0.091	0.218
	Mexico	0.018	0.044	-0.120	0.099
	Mali	0.017	0.076	-0.244	0.244
	Mauritania	0.021	0.084	-0.152	0.408
	Pakistan	0.021	0.024	-0.034	0.085
	Panama	0.035	0.048	-0.136	0.151
	Peru	0.026	0.058	-0.199	0.144
	Philippines	0.018	0.041	-0.116	0.087
	Paraguay	0.021	0.039	-0.072	0.107
	Syrian Arab Republic	0.017	0.145	-0.349	0.416
	Chad	0.007	0.120	-0.299	0.355
	Trinidad and Tobago	0.021	0.093	-0.155	0.240
	Tunisia	0.035	0.047	-0.037	0.251
	Turkey	0.026	0.054	-0.079	0.119
	Uruguay	0.014	0.052	-0.120	0.123
	Venezuela	0.008	0.074	-0.106	0.282
	South Africa	0.014	0.032	-0.047	0.095
	Zimbabwe	0.041	0.169	-0.416	0.553
Grupo 4	Cameroon	0.014	0.057	-0.111	0.182
	Mozambique	0.017	0.052	-0.176	0.132
	Nigeria	0.010	0.187	-0.720	0.538
	Nepal	0.014	0.047	-0.107	0.161
	Uganda	0.008	0.059	-0.197	0.256
Grupo 5	Benin	0.009	0.063	-0.165	0.230
	Burkina Faso	0.014	0.048	-0.095	0.148
	Bangladesh	0.006	0.042	-0.167	0.100
	Côte d'Ivoire	0.003	0.057	-0.165	0.113
	Congo	0.020	0.147	-0.459	0.365
	Comoros	0.001	0.051	-0.117	0.120
	Guinea	-0.009	0.052	-0.121	0.118
	Gambia	0.004	0.054	-0.094	0.190
	Guinea-Bissau	0.005	0.103	-0.364	0.256
	Kenya	0.007	0.043	-0.113	0.111
	Senegal	-0.001	0.042	-0.124	0.139
	Togo	0.006	0.133	-0.479	0.650
	United Republic of Tanzania: Mainland	0.010	0.101	-0.400	0.301
	Zambia	0.005	0.112	-0.226	0.251
Grupo 6	Ethiopia	0.015	0.070	-0.198	0.180
	Madagascar	-0.002	0.042	-0.112	0.093
	Malawi	0.012	0.070	-0.130	0.177
	Niger	-0.011	0.068	-0.285	0.100
	Rwanda	0.007	0.125	-0.706	0.232

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

KOSE, M.A. OTROK, C. WHITEMAN, C.H. (2003): International business cycles: world, region, and country-specific factors. **American Economic Review**, v. 93 (4), p. 1216–1239.

KOSE, M.A., OTROK, C., WHITEMAN, C.H. (2008): Understanding the evolution of world business cycles. **Journal of International Economics**, v. 75 (1), p. 110–130.

NEELY, J. C. RAPACH, D. E. (2011): International comovements in inflation rates and country Characteristics. **Journal of International Money and Finance**, v. 30, p. 1471-1490.

SCHUMPETER, J. A. **Teoria do desenvolvimento econômico**. São Paulo: Nova Cultural, 1997. 239 p.

SCHUMPETER, J. A. The analysis of economic change. **The Review of Economic Statistics**, v.17, n.4, p.2-10, 1935.

SCHUMPETER, J. A. **Business cycles**. New York: McGraw-Hill, 1939. 461 p.

SCHUMPETER, J. A. Wesley clair mitchell (1874-1948) **Quarterly Journal of Economics**, v.64, p.139-155, Feb. 1950.