

Universidade da Beira Interior
Faculdade de Ciências Sociais e Humanas
Departamento de Gestão e Economia

Dissertação de Mestrado em Economia

**Transferências, Migração e Ciclos Económicos:
Aplicação ao caso da República Federal da Alemanha**



Patrícia dos Santos Covita

Orientadores

Professor Doutor Tiago Miguel Guterres Neves Sequeira
Professora Doutora Alexandra Maria do Nascimento Ferreira
Lopes

Covilhã e UBI, Junho de 2010

RESUMO

Este estudo analisa o impacto que as transferências federais e a migração interna têm no ciclo económica da República Federal da Alemanha. As opiniões sobre o efeito da migração interna e transferências no ciclo económico divergem consoante as análises e abordagens feitas às variáveis. Concluímos da literatura existente que um país federado necessita tanto da mobilidade de trabalho como das transferências para alcançar a convergência de rendimentos, porém o impacto quantitativo do sistema de transferências é maior que o da migração interna.

Analizamos a relação entre as transferências federais, a migração interna e o ciclo económica dos dezasseis *Länder* da República Federal da Alemanha relativos aos anos 1991 a 2007. Aplicamos aos dados o método de cointegração em painel segundo Pedroni (1999 e 2004). Concluímos que não existe cointegração entre as variáveis, ou seja, as variáveis são estacionárias e não apresentam uma relação de longo prazo. Prosseguimos com a estimação de estimadores estáticos e dinâmicos em painel.

Os resultados que obtivemos não são consistentes. Temos, por um lado, os estimadores estáticos e os dois estimadores dinâmicos com variáveis instrumentais, GMM e GMMS, com as mesmas conclusões. A migração interna tem um impacto positivo e significativo no ciclo económico, enquanto que as transferências extraordinárias não têm impacto significativo nos ciclos económicos. Por outro lado, temos o estimador dinâmico LSDVC, onde a migração interna tem um impacto significativo negativo nos ciclos económicos e as transferências extraordinárias têm um impacto significativo positivo nos ciclos económicos.

ÍNDICE GERAL

RESUMO	i
ÍNDICE GERAL	ii
ÍNDICE DE GRÁFICOS	ii
ÍNDICE DE TABELAS	iii
ÍNDICE DE EQUAÇÕES	iii
ÍNDICE DE SIGLAS	iv
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. REVISÃO DA LITERATURA.....	3
3. DADOS, FONTES ESTATÍSTICAS E METODOLOGIA.....	13
3.1 Dados e Fontes Estatísticas	13
3.2 Metodologia.....	18
3.2.1 Testes de Cointegração em Painel.....	18
3.2.2 Estimadores Estáticos e Dinâmicos de Painel	22
4. RESULTADOS	26
4.1 Resultados dos Testes de Cointegração em Painel.....	26
4.2 Resultados dos Estimadores Estáticos e Dinâmicos de Dados em Painel.....	27
4.2.1 Estimadores Estáticos.....	27
4.2.2 Estimadores Dinâmicos	32
5. ANÁLISE DOS RESULTADOS	36
6. CONCLUSÃO.....	38
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	42

ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1: PIB per capita.....	15
--------------------------------	----

Gráfico 2: Transferências Extraordinárias.....	16
Gráfico 3: Migração Interna	16

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1: Estatísticas Descritivas	17
Tabela 2: Matriz das Correlações	17
Tabela 3: Teste de Cointegração às Variáveis a Estimar na Ausência de Tendência (Trend).....	26
Tabela 4: Teste de Cointegração às Variáveis a Estimar na Presença de Tendência (Trend).....	26
Tabela 5.1: Estimadores Estáticos em Painel	28
Tabela 5.2: Estimadores Estáticos em Painel	28
Tabela 6.1: Estimadores Estáticos em Painel	30
Tabela 6.2: Estimadores Estáticos em Painel	31
Tabela 7.1: Estimadores Dinâmicos	33
Tabela 7.2: Estimadores Dinâmicos	33
Tabela 8: LSDVC	35

ÍNDICE DE EQUAÇÕES

Equação 1: Estatística de Painel v :	19
Equação 2: Estatística de Painel ρ	20
Equação 3: Estatística de Painel t	20
Equação 4: Estatística de Painel ρ em grupo	21
Equação 5: Estatística de Painel t em grupo	21

Equação 6: Estimador Estático	22
Equação 7: Estimador Dinâmico	23
Equação 8: Estimador Estático	27
Equação 9: Estimador Dinâmico	32

ÍNDICE DE SIGLAS

BB - Blundel e Bond

GMM - Método Generalizado dos Momentos (Generalized Method of Moments)

GMMS - Sistema do Método Generalizado dos Momentos (Generalized Method of Moments System)

LSDVC - Least Square Dummy Variable Estimator Corrected

OLS - Ordinary least squares

PIB – Produto Interno Bruto

VAR - Vector Autoregressive Models

1. INTRODUÇÃO

O processo de reunificação alemão de 1989 teve um impacto económico-social muito significativo, não só para a Ex-República Democrática da Alemanha, que se veio juntar a um economia mais rica e desenvolvida, como também para a Ex-República Federal Alemã, que teve, e tem ainda, que suportar os custos financeiros que têm como objectivo uma tentativa de convergência real das duas economias até então separadas. Eram, e continuam a ser, duas economias muito diferentes.

Um dos objectivos principais da política económica consiste em estabilizar os ciclos económicos, sobretudo as possíveis recessões que afectam as economias. Neste contexto compreender quais as variáveis que afectam positivamente ou negativamente o ciclo económico é crucial para estabilizar a economia e superar possíveis crises económicas de curto prazo. Contudo, dependendo do país em análise, as variáveis utilizadas como instrumentos de política económica, podem ter um impacto diferente sobre o ciclo económico. Por estes motivos existe a necessidade de analisar essa mesma relação em diferentes contextos e países. Neste estudo vamos analisar o impacto das transferências federais que o Governo alemão fornece aos Estados Federados, e a migração interna entre esses mesmos estados, no ciclo económico da Republica Federal da Alemanha.

Numa federação as transferências têm como objectivo primordial fornecer aos Estados Federados, na República Federal da Alemanha designados por *Länders*, uma boa margem financeira para estes poderem superar rapidamente possíveis crises económicas que, pelo nível de desenvolvimento e estrutura produtiva diferentes dos estados, podem estar sujeitos à ocorrência de choques assimétricos, i.e., choques económicos de natureza conjuntural que só acontecem numa dada região ou estado em particular, dada a especificidade da economia dessa mesma região.

Na literatura económica a migração interna é mencionada como sendo uma variável potencialmente estabilizadora dos choques económicos, pois se uma dada região estiver a sofrer uma recessão económica e um conseqüente aumento do desemprego, mas outras regiões do país estiverem numa situação económica mais favorável, os trabalhadores podem migrar da região do país que se encontra em declínio, para outra(s) onde não exista esse problema.

No nosso trabalho pretendemos analisar conjuntamente duas questões: 1) Se o sistema de transferências federais alemão é eficaz no combate aos choques económicos (negativos), e 2) Analisar qual a relação que se verifica entre a migração interna e os ciclos económicos na República Federal da Alemanha.

Escolhemos a República Federal da Alemanha como objecto de estudo por três motivos. Em primeiro lugar porque o processo de reunificação de duas economias muito díspares é um desafio importante à política económica, e fornece um excelente referencial para analisar o papel das transferências federais e da migração interna como estabilizadores do ciclo económico. Em segundo lugar, porque esta é uma das maiores economias mundiais e o comportamento da sua economia tem repercussões significativas no desempenho das economias europeias e mundial. Por último, não é um caso muito estudado na literatura, já que devido à sua separação até 1990, as séries temporais são ainda de pequena dimensão, tendo a grande parte dos estudos existentes como referência somente os Estados Ocidentais.

O ponto 2 deste trabalho consiste numa revisão da literatura teórica e empírica existente sobre migração interna, as transferências federais e a relação entre estes instrumentos de política económica e os ciclos económicos, sendo que a revisão empírica tem como principal foco de análise a economia alemã. O ponto 3 apresenta os dados e a metodologia que vamos utilizar na análise empírica. No ponto 4 apresentamos as

estimações feitas através dos métodos de cointegração em painel, de estimadores estáticos e dinâmicos de painel. O ponto 5 apresenta e discute os resultados, e por fim, o ponto 6 conclui e apresenta possíveis linhas de investigação futura.

2. REVISÃO DA LITERATURA

A migração interna entre regiões de um país e o sistema de transferências federais de um governo central para os estados federados são dois instrumentos que podem contribuir positivamente para a correcção do ciclo económico. Porém, enquanto que a migração interna é um mecanismo natural do mercado de trabalho de estabilização dos ciclos económicos, as transferências federais são um instrumento de política orçamental. Os dois mecanismos podem ser substitutos um do outro e não complementares, uma vez que basta que um Estado Federado receba dinheiro do Governo central para tentar resolver a sua crise económica específica ou basta que ocorra emigração desse Estado Federado para outro Estado Federado que apresente melhores condições económicas para que o desemprego diminua, bem como o impacto da crise económica (Sequeira e Ferreira-Lopes, 2010). No entanto, as opiniões sobre o efeito da migração interna e as transferências federais no ciclo económico das regiões divergem consoante as análises e abordagens feitas.

A teoria neoclássica prevê que a migração interna tem um impacto positivo nos ciclos económicos (*e.g.*, Shioji, 2001). Mundell (1961) refere a mobilidade do trabalho como um factor importante para a estabilização dos ciclos económicos numa união monetária (como é o caso da reunificada economia alemã) porque se o capital e o trabalho não forem suficientemente móveis (em simultâneo), a flexibilidade do câmbio não pode ter uma função estabilizadora na economia, uma vez que as taxas de câmbio estão irrevogavelmente fixas. Mais recentemente Barro e Sala-i-Martin (1991),

Blanchard e Katz (1992) e Wildasin (1995) também referem que a mobilidade do trabalho é um factor importante no ajustamento dos choques assimétricos no longo prazo. Porém, este processo de ajustamento só funciona bem caso não existam custos associados à mobilidade do trabalho. Sem custos, a migração interna vai igualar os rendimentos *per capita* das duas regiões de um modo automático. Este cenário é muito optimista e pouco realista, já que a migração interna tem custos económico-sociais, tais como encontrar um novo trabalho, abandonar família e amigos. Desta forma o indivíduo pode não ter incentivos suficientes para emigrar. Neste contexto Hans-Werner Sinn (2000) conclui no seu estudo que mesmo quando existe migração interna os custos de migração mantêm as taxas salariais das regiões diferentes, correspondendo a diferença ao montante dos custos de migração. Os custos de migração podem diminuir a migração interna para um valor insignificante e conseqüentemente reduzir o efeito positivo que tem na estabilização dos ciclos económicos (Vigeneault, 2002). Para que a migração interna exerça a sua função estabilizadora dos ciclos económicos o mercado de trabalho tem de ser flexível quer ao nível salarial, quer ao nível da entrada, quer ao nível da saída de trabalhadores, porque os potenciais migrantes vão substituir parte da força de trabalho existente (Hans-Werner Sinn, 2000).

Estudos como Shioji (2001) e Rappaport (2005) não encontram uma relação positiva entre a migração interna e os ciclos económicos no curto prazo. Shioji (2001) refere na sua análise teórica que numa primeira fase a migração de trabalhadores de regiões pobres para regiões ricas iguala os rendimentos das duas regiões, porém o diferencial de capital humano *per capita* entre as duas regiões aumenta, o que por sua vez contribui para o aparecimento de diferenças nos rendimentos. Em termos líquidos a convergência de rendimentos neste contexto pode ser negativa. Rappaport (2005) indica que a migração interna também cria um desincentivo no investimento do capital bruto

que vai igualar o contributo positivo que a mobilidade do mercado do trabalho tem na estabilização dos ciclos económicos. A saída de trabalhadores tem um impacto negativo no produto marginal do capital que por sua vez reduz o capital instalado do qual o investimento depende. Deste modo a mobilidade do trabalho pode baixar a velocidade da convergência dos rendimentos.

Como referido anteriormente, a teoria neoclássica prevê que a migração tem um impacto positivo nos ciclos económicos, contudo os estudos empíricos não verificam esta relação na maioria das vezes. Barro e Sala-i-Martin (2004), por exemplo, estudam o comportamento dos EUA desde 1880, do Japão desde 1930 e de países europeus (República Federal da Alemanha, Itália, Espanha, França e Reino Unido) desde 1950 em relação à migração interna. Constatam que existe uma relação positiva entre migração interna e o rendimento nos EUA e no Japão. No entanto, essa relação não se verifica nos países europeus, tendo a migração interna um efeito menor na estabilização dos ciclos económicos. As divergências nos resultados dos EUA, Japão e países europeus ocorrem porque o grau de mobilidade de trabalho depende do país em que estamos a falar, do contexto cultural, religioso, factores sociais, etc. A mobilidade do trabalho é, por exemplo, nos EUA mais alta entre brancos do que afro-americanos, assim como a mobilidade nos EUA é maior do que na Europa (Spilimbergo e Ubeda, 2004). Fidrmuc (2001) analisou a eficácia da migração interna na convergência económica em países pós-comunistas (República Checa, Hungria, Lituânia, Polónia e Eslováquia) para os anos 90 do século XX. Para facilitar a comparação com os restantes países europeus analisou também Portugal, Holanda, Itália e Espanha nos anos 80 e 90 do século XX. Conclui que nos países pós-comunistas a relação entre migração e estabilização dos ciclos económicos é limitada. Comparando com alguns países europeus, nomeadamente Portugal e Itália, estes últimos são mais eficazes no processo

de estabilização dos ciclos económicos através da migração interna. Kırdar e Saracoğlu (2006) analisaram a migração interna e a convergência económica para a Turquia entre os anos 1975 a 2000 através de uma análise de convergência simples. Provaram que as províncias turcas registaram uma divergência absoluta de 0.7%.

Este fenómeno, dos resultados empíricos não coincidirem com a teoria, é conhecido pelo “enigma da migração” (*migration puzzle*) (Shioji, 2001). Barro e Sala-i-Martin (2004) enunciam a endogeneidade dos dados migratórios como sendo uma possível explicação para este fenómeno, ou seja, a probabilidade de imigração e estabilização dos ciclos económicos ser mais elevada nas regiões mais ricas.

As transferências federais são um instrumento útil de estabilização dos ciclos económicos. Trabalhos como os de Mundell (1961), Sachs e Sala-i-Martin (1992), Bayoumi e Masson (1995), Athanasoulis e van Wincoop (2001) e Belke e Baumgärtner (2005) argumentam que, se os Estados Federados partilharem a mesma moeda e tiverem salários semelhantes, o sistema de transferências federais estabiliza a procura agregada regional e o emprego, ao redistribuir rendimentos entre as regiões expostas a choques.

Um outro corpo de literatura não partilha esta perspectiva. Um sistema de transferências federais pode provocar um problema de risco moral (*moral-hazard*) que reduz os incentivos a investir em medidas que poderiam evitar futuros choques económicos. As regiões não têm, por exemplo, incentivos em aumentar os impostos locais que poderiam gerar receitas para reduzir a probabilidade de aparecimento de choques adversos. Assim, as regiões tornam-se dependentes das transferências (Persson e Tabellini, 1996 e Buettner, 2007). Por este motivo von Hagen e Hammond (1998) defendem a ideia de ligar a atribuição de transferências federais à ocorrência de choques económicos. O problema do risco moral cria um custo de oportunidade (*trade-off*) entre os padrões de estabilização a nível local e a nível nacional. Para ilustrar este efeito, von

Hagen (1998) considera duas regiões A e B que produzem bens que são substitutos imperfeitos na procura. Se na região A ocorre um choque adverso, as suas receitas fiscais diminuem e as transferências aumentam, na região B ocorre o inverso. Caso o produto da região B tenha uma forte resposta a políticas fiscais contractionistas, o produto na região B diminui, assim como a sua procura por importações da região A. A procura agregada baixa neste cenário muito mais do que baixaria na ausência de um sistema de transferências.

Sala-i-Martin e Sachs (1992) foram dos primeiros autores a estudar empiricamente a relação entre o federalismo fiscal e os ciclos económicos. Concluíram que uma redução de 1 dólar nos rendimentos relativos nos EUA resulta na redução de impostos no valor de 34 centavos e num aumento das transferências de 6 centavos. Assim uma redução de 1 dólar reduz o rendimento disponível em 60 centavos, o que significa que o governo federal absorve 40% dos choques de um dólar.

Asdrubali *et al* (1996), ao utilizarem um método de decomposição da variância, quantificaram o impacto que as transferências tiveram na estabilização de choques económicos para o período de 1963 a 1990 nos EUA. Obtiveram nos seus cálculos uma contribuição de cerca de 13% por parte dos governos locais para a estabilização dos choques no PIB. Repartindo os 13% constata-se que o sistema de transferências (não incluindo fundo de desemprego) nos EUA estabiliza 6.3%, os fundos de apoio ao desemprego 1.9% e subsídios aos Estados 2.5% dos choques transitórios. Sorensen *et al* (2001) ao fazerem uma análise em painel aos dados dos EUA entre 1978 a 1994 concluíram que a política fiscal dos governos locais e nacionais têm um impacto na suavização de choques no PIB de 3.7%. Os valores são diferentes devido aos diferentes métodos e aos anos utilizados na análise, porém os dois estudos comprovam que as transferências estabilizam os ciclos económicos. Méltz e Zumer (1999) baseando-se no

estudo de Asdrubali *et. al.* (1996) concluem que no período de 1964 a 1990 o sistema federal fiscal nos EUA absorvia 13% dos choques no PIB e o sistema federal fiscal do Canada absorve 9% dos choques no PIB.

Fatas (1998) critica os estudos por estes ignorarem o efeito das transferências no orçamento federal. Quando uma região sofre um choque os impostos diminuem e o déficit federal aumenta, conseqüentemente os impostos no futuro irão aumentar. Assim as estimações, que se baseiam somente na disponibilidade financeira presente dos Estados, estão demasiado altas. Tendo este aspecto em consideração, Fatas (1998) conclui que o sistema federal fiscal absorve 11% dos choques no PIB.

Sequeira e Ferreira-Lopes (2009) estudam o efeito que as componentes das transferências federais nos EUA têm na estabilização dos ciclos económicos para os anos de 1983 a 2007. Analisam, através de um estimador GMM, a possibilidade de uma melhor distribuição das transferências federais conduzir a um maior efeito positivo nos ciclos económicos. Os autores sugerem que a seguinte redistribuição das transferências federais nos EUA tem um maior efeito nos ciclos económicos: montantes das componentes da adjudicação de contratos e dos outros pagamentos directos devem ser deslocados para as componentes de pagamentos directos a indivíduos, subvenções, pagamentos de invalidez e reformas. Os salários têm um efeito ambíguo, no primeiro momento tem um efeito negativo nos ciclos económicos, porém passados cinco anos, verifica-se um efeito positivo nos ciclos económicos.

Tochkov (2007) estimou para as províncias da China o montante de despesa, proveniente de transferências, utilizada para estabilizar os ciclos económicos. Provou, utilizando uma regressão com dados em painel, que na China as transferências têm um efeito positivo na estabilização dos ciclos económicos. Também comprovou que as regiões mais ricas estão melhor preparadas para choques regionais na oferta.

O caso da República Federal da Alemanha não foi até este momento muito estudado na literatura devido à complexidade do sistema de transferências federais e à dificuldade em encontrar os dados apropriados. Ao contrário dos EUA, o sistema de transferências alemão possui um mecanismo baseado numa fórmula definida na constituição que regula a atribuição de transferências.

Na literatura quando analisadas as transferências federais, a migração interna e os ciclos económicos para o caso alemão a esmagadora maioria dos estudos teóricos e empíricos centram-se em dois tipos de análise. Os estudos ou excluem os cinco Estados do Leste da sua análise ou então fazem uma comparação entre a Alemanha ocidental e de Leste.

Depois da reunificação o objectivo central da Alemanha ocidental consistia em gerar uma rápida convergência da Ex-República Democrata Alemã. Para tal os cinco novos Estados foram imediatamente integrados no sistema monetário, económico e social. Gradualmente também foram inseridos no complexo sistema federal de transferências. No período de transição (1990-1994) foi transferida uma quantia única no valor de 82 bilhões de Marcos alemães. Em 1995 a Alemanha reunificada entrou no sistema de transferências federais alemão. Através do *Solidarpakt I* os cinco *Länder* beneficiavam de um regime especial onde recebiam mais apoios do sistema de transferências que os restantes *Länder*.¹ Foi por exemplo estabelecido que os cinco *Länder* deveriam receber uma maior fatia do IVA (recebem 44% em vez de 37%).

¹ O *Solidarpakt I* é um acordo estabelecido em 1995 entre os Governos regionais e o Governo central que vigorou até 2004. Todos os *Länder* Ocidentais disponibilizam-se a ajudar os cinco *Länder* do Leste no processo de convergência. A ajuda consiste no alívio de encargos no âmbito das transferências federais horizontais e da atribuição de uma fatia maior das transferências federais extraordinárias.

Contudo não se verificou a convergência desejada na Alemanha reunificada e em 2005 entrou em vigor o *Solidarpakt II* que vai decorrer até 2019 (Frick e Goebel, 2008).²

O sistema de transferências federais foi o principal instrumento escolhido para gerar crescimento económico na Alemanha reunificada. Foi escolhido por ser um instrumento de política orçamental que pode ser controlado pelo Governo central. No entanto as transferências tinham também o objectivo de evitar uma migração em massa por parte da população dos *Länder* de Leste. Existia o medo de a migração em massa para o Ocidente conduzir a uma redução dos salários na Alemanha ocidental. Foram também implementadas políticas laborais e sociais de forma a reduzir a migração, por exemplo, todos os trabalhadores com idade igual ou superior a 55 anos podiam pedir a reforma e foram criados muitos empregos públicos (Hunt, 2000).

Apesar do optimismo existente nos primeiros tempos após a reunificação Barro (1991) escreveu no Wall Street Journal que a convergência da Alemanha reunificada seria um processo demorado. Ele previu que para tapar metade do *gap* existente entre as duas regiões a Alemanha de Leste necessitaria de 15 anos de convergência. Vários estudos recentes confirmam estas previsões. Frick e Goebel (2008) analisaram as disparidades entre a Alemanha ocidental e de Leste através de um índice de Gini para o período de 1992 a 2003. Depois de um início promissor a convergência da Alemanha de Leste parou a meio dos anos noventa do século XX. Desde então não existem evidências de que a ex-República Democrata Alemã esteja a convergir. Também Uhlig (2006) confirma estas evidências através de um modelo teórico ao mercado de trabalho, migração e externalidades de rede para a Alemanha.

Buettner (2007), analisa através de um modelo VAR o caso da Alemanha e refere a existência do problema de risco moral entre os Estados Federados. O sistema de

² O *Solidarpakt II* é a continuação do *Solidarpakt I* que decorre entre 2005 e 2019. Foi acordado depois de se verificar que os cinco *Länder* do Leste não conseguiram convergir para níveis semelhantes aos dos *Länder* Ocidentais.

transferências federais faz com que os Estados Federados adotem a base de impostos mais baixa porque as suas receitas estão asseguradas com as transferências federais.

Van Hagen e Hepp (2000) analisam o caso Alemão para os anos entre 1961 a 1994 tendo, contudo, analisado somente 10 dos actuais 16 *Länder*, a ex-República Federal Alemã. Concluem que o sistema de transferências alemão está pouco correlacionado com os choques regionais no PIB e muito com choques nas receitas dos *Länder*. Quantificando as transferências federais responde somente com 3.4% contra choques assimétricos no PIB regional e compensa com 8.2% as diferenças (entre os *Länder*) no PIB *per capita* regional. As transferências federais na Alemanha estão muito correlacionadas com os choques nas receitas regionais, no total as transferências respondem com 55.5% contra choques nas receitas regionais e compensam com 111.4% as diferenças (entre os *Länder*) nas receitas *per capita* regionais. Neste sentido o sistema de transferências federal na Alemanha reage de forma mais eficaz a choques na receita dos *Länder* que a choques regionais no PIB (Van Hagen e Hepp, 2000). A grande homogeneidade e uniformidade entre os *Länder* e o facto dos impostos que geram maiores receitas fiscais estarem sob a chancela do governo federal, tornam o sistema de transferências alemão mais eficaz na estabilização dos ciclos económicos do que, por exemplo, o sistema de transferências dos EUA e do Canadá. Buettner (2007) chega à mesma conclusão analisando o caso da Republica Federal da Alemanha através de um modelo VAR, isto é, no caso de choques nas receitas regionais, as transferências são mais eficazes na Republica Federal da Alemanha do que nos EUA.

Existem muitos estudos que analisam a migração interna e o sistema de transferências federais separadamente. Porém a literatura que analisa os dois instrumentos em conjunto é ainda muito escassa. Perotti (2001) discute em termos teóricos a relação entre federalismo fiscal e a mobilidade do trabalho. Conclui que uma

política fiscal centralizada pode criar distorções na redistribuição se o mercado de trabalho não for móvel. Por sua vez Wildasin (1995) defende a migração como mecanismo estabilizador de choques assimétricos. Refere contudo, que um sistema de transferências pode desincentivar os habitantes à migração e assim prejudicar o impacto positivo da migração na economia. A mobilidade de trabalho conjuntamente com o federalismo fiscal cria externalidades. As externalidades horizontais são causadas pela migração. Como os emigrantes contribuem para o pagamento dos bens públicos, as regiões têm um incentivo para atrair os emigrantes, e assim as regiões tendem a impor um imposto mais baixo. As externalidades podem ser suavizadas através de transferências *lump-sum* para todos os indivíduos da nação, transferências *lump-sum* para os estados federados e uma taxa directa sobre os rendimentos do trabalho (Boadway *et al.*, 1998).

Kaufman *et al.* (1997) desenvolvem um modelo de convergência local com dados em painel do Canadá entre os anos 1961-2000. Conclui que o apoio ao desemprego desincentiva a migração interna e conseqüentemente a convergência dos rendimentos é reduzida através deste mecanismo. As transferências, por sua vez, têm um efeito positivo no processo de convergência dos rendimentos.

Alguns estudos empíricos que existem nesta área analisam sobretudo o caso dos EUA para o depois comparar com o caso da União Monetária Europeia. Fatas (1998) e Blanchard and Katz (1992) comparam o sistema federal fiscal dos EUA com a União Monetária Europeia e concluem que os EUA estão melhor preparados para enfrentar choques, não só devido à mobilidade de trabalho mas também porque existem as transferências que são automaticamente atribuídas pelo orçamento federal. Blanchard e Katz (1992) estudam o comportamento dos EUA nos anos entre 1947 e 1990. Analisam o ajustamento dos Estados afectados por choques adversos, e provam com o seu estudo

que os EUA se ajustam aos choques adversos no emprego principalmente através da mobilidade do trabalho. Porém, este ajustamento pode gerar uma procura negativa ou um choque na oferta.

Sequeira e Ferreira-Lopes (2010) no seu estudo sobre os EUA entre os anos 1987 e 2004 utilizaram um estimador *Generalized Method of Moments* e comprovam que a migração tem um impacto positivo principalmente nos Estados mais ricos. Por sua vez referem que as transferências têm um impacto positivo principalmente nos Estados mais pobres, isto é, as transferências tendem a evitar ou aliviar as recessões ou aumentar as expansões. Os autores concluem que o impacto quantitativo do sistema de transferências federais é maior que o da migração interna. Um país federado tendo mobilidade de trabalho necessita de transferências para a convergência de rendimentos. Esta conclusão não resulta somente do efeito positivo que as transferências têm nos ciclos económicos, mas também porque a migração tende a melhorar o ciclo económico só condicionalmente à existência de transferências e nos Estados mais ricos.

3. DADOS, FONTES ESTATÍSTICAS E METODOLOGIA

3.1 Dados e Fontes Estatísticas

Os dados recolhidos para a elaboração deste trabalho são dados anuais dos dezasseis *Länder* alemães relativos aos anos de 1991 a 2007. Devido à falta de dados sobre os *Länder* de Leste só podemos fazer uma análise a partir de 1991.

No caso das transferências só temos dados a partir de 1995, porque os cinco *Länder* de Leste só foram integrados no sistema de transferências quando o *Solidarpakt I* entrou em vigor. O objectivo consistia em ajudar os cinco *Länder* de Leste a convergir para níveis semelhantes aos *Länder* Ocidentais, porém este objectivo não foi alcançado. Assim em 2005 entrou em vigor o *Solidarpakt II* que vai decorrer até 2019.

Adicionalmente, precisávamos de uma variável que fosse uma *proxy* do capital humano existente em cada *Land*. O objectivo consiste em analisar a robustez dos resultados, isto é, verificar se com a introdução de mais uma variável os resultados permanecem semelhantes. Escolhemos o capital humano porque este aparece tipicamente neste tipo de estimações. Para este fim utilizámos a variável “número de alunos que concluem o secundário”, mas também só conseguimos recolher dados a partir de 1995 para esta variável. Só em 1995 é que o sistema de educação dos cinco *Länder* de Leste se adaptou por completo ao sistema dos *Länder* Ocidentais. Em geral estudamos uma base de dados de painel com 16 unidades seccionais (*cross-section*) e 17 anos (1991 a 2007) – *time-series*, reduzindo-se a dimensão temporal quando é introduzida a variável de escolaridade.

Os dados sobre a migração interna (saldo entre imigração para o *Länder* e emigração do *Länder*), o número de trabalhadores (população activa), o número de alunos que concluem o secundário e o produto interno bruto a preços constantes foram recolhidos do *Statistisches Bundesamt Deutschland* (Centro de Estatística Alemão).^{3, 4, 5} As transferências e as transferências extraordinárias foram obtidas do *Bundesministerium der Finanzen* (Ministério das Finanças).⁶ As transferências verticais extraordinárias são atribuídas aos *Länder* com uma capacidade financeira reduzida ou

³ Fonte relativa aos anos 1999-2007:

<https://www.ec.destatis.de/csp/shop/sfg/bpm.html.cms.cBroker.cls?cmspath=struktur,vollanzeige.csp&ID=1023612>

Fonte relativa aos anos 1991-1998:

<https://www.ec.destatis.de/csp/shop/sfg/bpm.html.cms.cBroker.cls?cmspath=struktur,vollanzeige.csp&ID=1015010>

⁴<https://www.ec.destatis.de/csp/shop/sfg/bpm.html.cms.cBroker.cls?cmspath=struktur,vollanzeige.csp&ID=1023973>

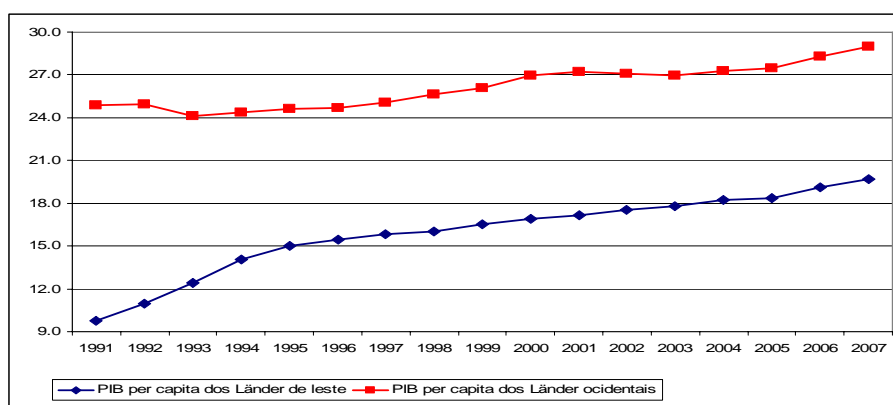
⁵<https://www.regionalstatistik.de/genesis/online/online.jsessionid=E27F108C1CEE8991352BEAEDA1C79F70?operation=previous&levelindex=3&step=2&titel=Tabellenaufbau&levelid=1266764500997&levelid=1266764467974>

⁶http://www.bundesfinanzministerium.de/nm_53848/DE/Wirtschaft_und_Verwaltung/Finanz_und_Wirtschaftspolitik/Foederale_Finanzbeziehungen/Laenderfinanzausgleich/27457.html?__nnn=true

quando estão na presença de uma recessão. O objectivo é ajudar os *Länder* a superar problemas financeiros e aliviar as recessões.

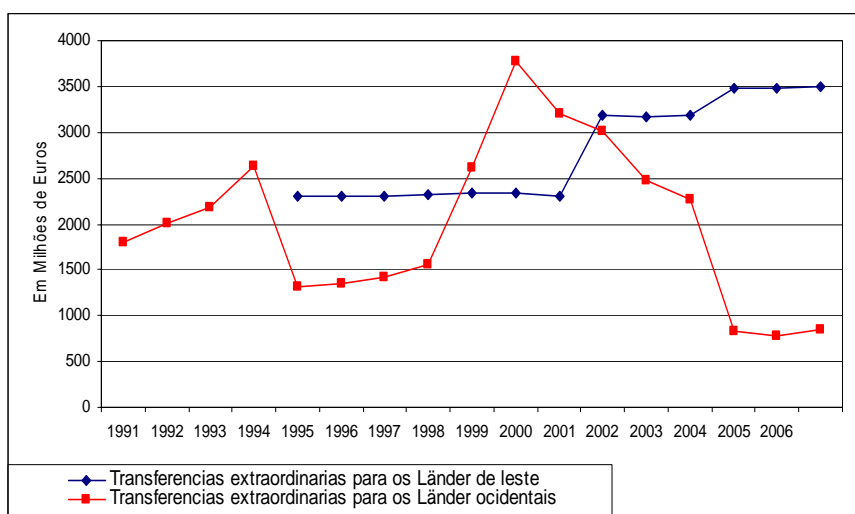
Com os dados recolhidos, construímos o gráfico 1, 2 e 3 onde temos o PIB *per capita* dos *Länder* de Leste e Ocidentais, as transferências extraordinárias para os *Länder* de Leste e Ocidentais e a migração interna dos *Länder* Ocidentais e de Leste, respectivamente. Excluimos os dados referentes a Berlim dos presentes gráficos, já que este poderia constar tanto do Leste como do Ocidente. O gráfico 1 evidencia a paragem da convergência dos *Länder* de Leste aproximadamente em 1995. Desde então não se verificou uma aceleração significativa da taxa de crescimento do PIB nos *Länder* de Leste em relação ao PIB dos *Länder* Ocidentais. No entanto verificamos através do gráfico 2 que as transferências para os *Länder* do Leste aumentaram por duas vezes desde o ano 1995. As transferências extraordinárias para os *Länder* de Leste foram constantes até 2001, contudo devido à falta de convergência por parte dos cinco novos Estados estas aumentaram. Com a introdução do *Solidarpakt II* em 2005 aumentaram novamente as transferências extraordinárias para os cinco novos Estados. O gráfico 3 demonstra que nos primeiros anos após a reunificação existiu um acentuado fluxo migratório dos *Länder* de Leste para os *Länder* Ocidentais. Essa tendência inverteu-se a partir de 1997.

Gráfico 1: PIB per capita



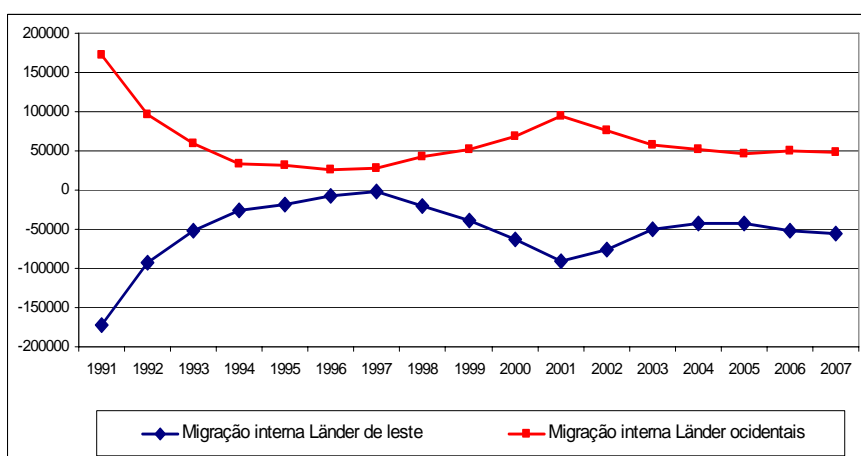
Fonte: *Statistisches Bundesamt Deutschland*. Cálculos dos autores.

Gráfico 2: Transferências Extraordinárias



Fonte: *Bundesministerium der Finanzen*. Cálculos dos autores.

Gráfico 3: Migração Interna



Fonte: *Statistisches Bundesamt Deutschland*. Cálculos dos autores.

As variáveis que vamos usar na estimação dos modelos são as seguintes:

Y_c : É o PIB cíclico (PIB potencial – PIB efectivo, em logaritmos) em cada *Länder*. Para calcularmos o PIB potencial utilizámos o filtro de *Hodrick-Prescott* com um parâmetro λ de 100. Esta variável que mede as flutuações de curto prazo, i.e., os ciclos económicos. Usa-se também como alternativa o PIB *per capita*, apresentando-se resultados para ambas as variáveis dependentes.

Mig_l : É o rácio entre a migração interna e o número de trabalhadores.

Fedextr_pib: Representa o rácio entre as transferências verticais extraordinárias e o PIB.

Lalunos: É o logaritmo do número de alunos que concluem o secundário, uma variável que é pretende ser uma *proxy* do capital humano existente em cada *Länder*.

Na tabela 1 estão resumidas as estatísticas descritivas destas cinco variáveis.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas

	Número de Observações	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
<i>Y_c</i>	272	0.000	0.028	-0.144	0.087
<i>Y_c(per capita)</i>	272	0.000	0.029	-0.149	0.088
<i>Mig_l</i>	272	-0.002	0.009	-0.032	0.017
<i>Fedextr_pib</i>	165	0.025	0.0171	0.000	0.054
<i>Lalunos</i>	207	10.609	0.875	8.747	12.317

Fonte dos dados: *Statistisches Bundesamt Deutschland* e *Bundesministerium der Finanzen*. Cálculos dos autores.

A tabela 2 apresentam os valores das correlações parciais entre as várias variáveis que entram no nosso estudo.

Tabela 2: Matriz das Correlações

	<i>Y_c (per capita)</i>	<i>Y_c</i>	<i>Mig_l</i>	<i>Fedextr_pib</i>	<i>Lalunos</i>
<i>Y_c (per capita)</i>	1.000				
<i>Y_c</i>	0.9922 (0.000)	1.000			
<i>Mig_l</i>	0.341 (0.000)	0.340 (0.000)	1.000		
<i>Fedextr_pib</i>	-0.048 (0.539)	-0.042 (0.585)	-0.437 (0.000)	1.000	
<i>Lalunos</i>	-0.0004 (0.996)	0.004 (0.952)	0.1258 (0.071)	-0.307 (0.000)	1.000

Nota: Os valores em parênteses referem-se às probabilidades. Fonte dos dados: *Statistisches Bundesamt Deutschland* e *Bundesministerium der Finanzen*. Cálculos dos autores.

Pode concluir-se pela análise da Tabela 2, que as correlações entre as variáveis são relativamente baixas, não revelando a necessidade de preocupação com o fenómeno da multicolinearidade entre as variáveis explicativas.

3.2 Metodologia

Pretende-se, com este estudo, analisar quais as variáveis que influenciam os ciclos económicos da República Federal da Alemanha. Para o efeito, serão utilizados testes de cointegração em painel e estimadores estáticos e dinâmicos de painel.

3.2.1 Testes de Cointegração em Painel

A utilização dos testes de cointegração para verificar a existência de uma relação a longo prazo entre as variáveis integradas, é usual na literatura empírica. Para analisar a cointegração entre as variáveis vamos usar a metodologia descrita em Pedroni (1999, 2004). No seu trabalho Pedroni (1999) foca-se na elaboração de valores críticos para o teste de hipóteses cuja hipótese nula afirma que não existe cointegração entre as variáveis em análise, contra a hipótese alternativa que afirma que existe cointegração entre as variáveis. Partindo do princípio que estamos na presença de painéis heterogéneos, Pedroni (1999, 2004) apresenta um conjunto de estatísticas com as quais vai elaborar valores críticos para os testes de cointegração. O primeiro conjunto de estatísticas é construído baseando-se na dimensão interior (*within-dimension*) que o autor refere sempre como estatísticas de cointegração em painel (*panel cointegration statistics*). O segundo conjunto de estatísticas é construído baseando-se na entre-dimensão (*between-dimension*). O autor refere-as sempre como estatísticas de cointegração em painel em grupo (*group mean panel cointegration statistics*).

As estatísticas de cointegração em painel (*panel cointegration statistics*) assumem em Pedroni (2004) a seguinte configuração:

Equação 1: Estatística de Painel v:

$$Z_{\hat{v}_{NT}} \equiv \hat{L}_{11}^{-2} \left(\sum_{i=1}^N A_{22i} \right)^{-1} \quad (1)$$

Onde:

N= número de indivíduos no painel

T = Período;

\hat{v} = Estatística de v

\hat{L}_{11}^{-2} = Variância condicional dos erros a longo prazo (*nuisance parameter*);

$A_i = \sum_{t=1}^T \tilde{e}_{it} \tilde{e}'_{it}$ e $\tilde{e}_{it} = (\Delta \hat{e}_{it}, e_{it-1})'$ os resíduos são estimados no modelo baseado na seguinte regressão:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i X_{it} + e_{it}$$

y_{it} , X_{it} = São as observações do painel, variável independente e dependente respectivamente

β_i = Coeficiente

α_i , δ_i = Parâmetro dos efeitos fixo e o *trend* específico respectivamente

e_{it} = Erros

A estatística de v em painel é um tipo de estatística não-paramétrica do rácio da variância. Esta estatística é análoga à estatística do rácio da variância de longo prazo. A estatística de v em painel gera valores críticos pelos quais podemos deduzir a existência de cointegração entre as variáveis. Quando, no âmbito desta estatística, são gerados valores altos e positivos pode-se rejeitar a hipótese nula e concluir que existe cointegração entre as variáveis. O teste Monte Carlo proposto em Pedroni (2004) sugere

a utilização desta estatística quando estamos na presença de um painel grande porque este tem um desempenho melhor que as outras estatísticas quando o painel é grande.

Equação 2: Estatística de Painel ρ

$$Z_{\hat{\rho}_{NT}^{-1}} \equiv \left(\sum_{i=1}^N A_{22i} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N (A_{21i} - T \hat{\lambda}_i) \quad (2)$$

Onde:

$\hat{\rho}$ = Estatística de rho

$\hat{\lambda}_i = \frac{1}{2}(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{s}_i^2)$ \hat{s}_i^2 e $\hat{\sigma}_i^2$ = variância individual contemporâneos dos erros e a

variância a longo prazo respectivamente.

É uma estatística não-paramétrica análoga à conhecida estatística ρ de Phillips-Perron. Gera valores críticos que rejeitam ou não a hipótese nula da não existência de cointegração entre as variáveis. Neste caso valores negativos e altos rejeitam a hipótese nula. O teste Monte Carlo proposto em Pedroni (2004) recomenda a utilização desta estatística quando estamos na presença de um painel pequeno porque é nestas condições que a estatística ρ tem o melhor desempenho.

Equação 3: Estatística de Painel t

$$Z_{\hat{t}_{NT}} \equiv \left(\tilde{\sigma}_{NT}^2 \sum_{i=1}^N A_{22i} \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N (A_{21i} - T \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

Onde:

$\tilde{\sigma}_{NT}^2 = \text{nuisance parameter estimators}$ onde $\tilde{\sigma}_{NT}^2 \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^2 \hat{\sigma}_i^2$

\hat{t} = Estatística de t

É uma estatística não-paramétrica análoga à estatística t de Phillips-Perron. Gera valores críticos que rejeitam ou não a hipótese nula da não existência de cointegração

entre as variáveis. Esta estatística tem vantagens comparativamente com as restantes quando o painel não é muito grande nem muito pequeno.

Estas três estatísticas têm vantagens quando estamos na presença de uma amostra pequena (Pedroni, 1999). Como a amostra para o caso alemão é pequena, vamos enfatizar, na análise de cointegração, os resultados deste grupo de estatísticas.

As estatísticas de cointegração em painel em grupo (*group mean panel cointegration statistics*) assumem em Pedroni (2004) o seguinte formato:

Equação 4: Estatística de Painel ρ em grupo

$$\tilde{Z}_{\rho NT-1} \equiv \sum_{i=1}^N A_{22i}^{-1} (A_{21i} - T \hat{\lambda}_i) \quad (4)$$

É uma estatística análoga à conhecida estatística ρ de Phillips-Perron. Gera valores críticos que rejeitam ou não a hipótese nula da não existência de cointegração entre as variáveis. Neste caso valores negativos e altos rejeitam a hipótese nula. O teste Monte Carlo proposto em Pedroni (2004) recomenda a utilização desta estatística quando estamos na presença de um painel pequeno porque é nestas condições que a estatística ρ tem o melhor desempenho.

Equação 5: Estatística de Painel t em grupo

$$\tilde{Z}_{tNT} \equiv \sum_{i=1}^N (\hat{\sigma}_i^2 A_{22i})^{-\frac{1}{2}} (A_{21i} - T \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

É uma estatística não-paramétrica análoga à estatística t de Phillips-Perron. Gera valores críticos que rejeitam ou não a hipótese nula da não existência de cointegração entre as variáveis. Esta estatística tem vantagens comparativamente com as restantes quando o painel não é muito grande nem muito pequeno.

Com estas estatísticas Pedroni (1999) calcula valores críticos para testes de cointegração com regressores múltiplos. Desenvolve os valores críticos (para estimações que possam ter até sete regressores) e conclui o seguinte: Para a estatística

de painel v valores altos e positivos indicam a rejeição da hipótese nula, no caso de estatística de painel ρ valores altos e negativos indicam a rejeição da hipótese nula. Recorde-se que a estatística em painel v é apropriada para painéis pequenos, o que vai ser mais consistente com o caso em análise.

3.2.2 Estimadores Estáticos e Dinâmicos de Painel

A equação que vamos estimar no âmbito dos estimadores estáticos assume o seguinte formato:

Equação 6: Estimador Estático

$$y_{ci,t} = \beta_0 + \beta_1 mig_l_{i,t} + \beta_2 fedextr_pib_{i,t} + \beta_3 lalunos_{i,t} + \sum_{j=1}^{17} \beta_{3+j} prd_j + u_i + e_{i,t} \quad (6)$$

Onde o t é o período, os i são os *Länder*, o Y_c é a variável dependente, as variáveis Mig_l , $Fedextr_pib$ e $Lalunos$ são as variáveis independentes ou explicativas relacionadas com a migração interna, as transferências federais e a escolaridade, respectivamente, e cuja definição já foi apresentada. u_i é o efeito individual não observável, ou seja são os efeitos macroeconómicos não captados pelas variáveis no nosso modelo. $prd_1 - prd_{17}$ são as *dummies* temporais medindo o impacto de possíveis alterações macroeconómicas no Y_c e o $e_{i,t}$ é o erro que assume uma distribuição normal.

Depois de estimar os efeitos fixos e efeitos aleatórios podemos com o teste do Multiplicador de Lagrange (*Lagrange Multiplier*) (teste LM) e o teste de *Hausman* verificar qual o estimador estático mais apropriado para a análise das variáveis. O teste LM testa a hipótese nula dos efeitos individuais não observáveis serem iguais a zero, contra a hipótese alternativa de os efeitos individuais não observáveis serem diferentes de zero. No caso da rejeição da hipótese nula não podemos usar uma regressão do tipo

dos Mínimos Quadrados Ordinários (*Ordinary Least Squares - OLS*) porque os efeitos individuais não observáveis são importantes para o modelo. Sendo os efeitos individuais não observáveis diferentes de zero, isto significa que o ciclo económico dos *Länder* pode ser influenciado por factores heterogéneos para cada *Land*, não sendo esse efeito captado pelas variáveis independentes. Para decidir sobre a utilização de efeitos aleatórios ou efeitos fixos nas estimações, faz-se o teste de *Hausman*. O teste de *Hausman* testa a hipótese nula dos efeitos individuais não observáveis não estarem correlacionados com a variável independente, contra a hipótese alternativa dos efeitos individuais não observáveis estarem correlacionados com a variável independente. Não rejeitando a hipótese nula a correlação não é significativa e o método mais apropriado a aplicar é um modelo de painel de efeitos aleatórios. Rejeitando a hipótese nula concluímos que a correlação é relevante e aplica-se um modelo de painel de efeitos fixos.

Em geral existe um certo consenso na superioridade relativa dos estimadores dinâmicos em relação aos estimadores estáticos, já que a relação entre os ciclos económicos e os seus determinantes é dinâmica por definição. Os estimadores dinâmicos também têm a dupla vantagem de reduzirem o problema da colinearidade entre as variáveis explicativas e também o problema da omissão de variáveis explicativas. Os estimadores dinâmicos incluem a variável dependente desfasada na sua análise, que por sua vez também pode reduzir o problema da endogeneidade entre as variáveis explicativas (Maçãs *et al.*, 2009).

A equação que vamos estimar no âmbito dos estimadores dinâmicos assume o seguinte formato:

Equação 7: Estimador Dinâmico

$$y_{ci,t} = \beta_0 + \delta y_{ci,t-1} + \beta_1 mig_{li,t} + \beta_2 fedextr_{pibi,t} + \beta_3 lalunos_{i,t} + \sum_{j=1}^{17} \beta_{3+j} prd_j + u_i + e_{i,t} \quad (7)$$

Onde $Y_{c_{i,t-1}}$ é a variável desfasada um período de $Y_{c_{i,t}}$. Ao estimar esta equação através de estimadores estáticos ocorre autocorrelação entre os efeitos individuais não observáveis e as variáveis independentes, assim como entre os efeitos individuais não observáveis e a variável desfasada e entre os erros e a variável desfasada. Pressupondo a existência de autocorrelação as estimações obtidas são incorrectas. Por este motivo temos de recorrer a estimadores dinâmicos quando estamos na presença de uma equação igual à (7).

Existem três estimadores dinâmicos diferentes que podemos aplicar a equações como a (7): o Método Generalizado dos Momentos (*Generalized Method of Moments* - GMM) construído por Arellano e Bond (1991), o Sistema do Método Generalizado dos Momentos (*Generalized Method of Moments System* - GMMS) desenvolvido por Blundell e Bond (1998) e o Estimador da Variável Muda dos mínimos quadrados corrigido (*Least Square Dummy Variable Estimator Corrected* - LSDVC) construído por Bruno (2005). O GMM faz estimações da equação (7) considerando duas condições. Primeiro, as variáveis são calculadas nas primeiras diferenças. Segundo, a variável desfasada e os seus determinantes são os instrumentos. A primeira condição elimina a autocorrelação que existe entre os efeitos individuais não observáveis e as variáveis explicativas, assim como a autocorrelação entre os efeitos individuais não observáveis e a variável desfasada. A segunda condição elimina a autocorrelação entre os erros e a variável desfasada. No seu estudo Blundell e Bond (1998) comparam os resultados dos estimadores dinâmicos em painel GMM e GMMS admitindo um número pequeno de observações temporais. Os autores definem o GMMS como sendo um estimador com instrumentos em primeiras diferenças para o nível da equação e instrumentos em nível para a equação em primeiras diferenças. Concluem que existem vantagens em utilizar o GMMS comparativamente com o GMM quando o número de observações temporais

não é muito elevado e quando a variável dependente é apresenta um elevado grau de persistência. A variável dependente é persistente quando a correlação entre a variável dependente $Y_{c_{i,t}}$ e a variável dependente desfasada $Y_{c_{i,t-1}}$ é elevada. Nestas condições os instrumentos do GMM são muito fracos.

Os dois estimadores dinâmicos em painel só podem ser utilizados depois de verificadas duas condições. Por um lado os instrumentos têm de ser válidos, para o efeito fazemos o teste de *Hansen* com as seguintes hipóteses: hipótese nula igual aos instrumentos serem válidos contra a hipótese alternativa igual aos instrumentos não serem válidos. Por outro lado não pode existir autocorrelação de segunda ordem. Assim fazemos um teste de autocorrelação (teste de autocorrelação de Arellano-Bond de primeiras diferenças) de primeira e segunda ordem com os seguintes testes de hipóteses: hipótese nula igual à não existência de autocorrelação de primeira e/ou segunda ordem, contra à hipótese alternativa igual à existência de autocorrelação de primeira/segunda ordem (Temple *et al*, 2009; Maçãs *et al*, 2009).

Ao testar a validade dos instrumentos podemos escolher entre o teste de *Sargan* e o teste de *Hansen*. No entanto não devemos utilizar o teste de *Sargan* caso os dados sejam heterocedásticos, já que este assume a homocedasticidade entre os dados (Roodman, 2008). Em consequência, implementamos o teste de *Hansen*, no caso em análise.

Os estimadores GMM e GMMS, quando aplicados a um painel com um número reduzido de observações seccionais (*cross-sectional*) podem gerar estimações enviesadas. Ter um número reduzido de observações é um problema muito comum em painéis. Quando se está, por exemplo, na presença de dados heterogéneos, o autor por vezes tem de seleccionar uma amostra pequena dos dados originais e assim envia os resultados dos estimadores GMM e GMMS. Para esta situação Bruno (2005) sugeriu a

aplicação do estimador LSDVC (*Corrected Least Square Dummy Variable Estimator*), um estimador de efeitos fixos corrigido do enviesamento decorrente da existência da variável dependente desfasada no lado direito da equação, como é o caso da equação (7). Usamos este estimador para analisar a robustez dos resultados gerados pelos estimadores dinâmicos GMM e GMMS. O estimador LSDVC permite atenuar possíveis estimações enviesadas obtidas a partir de amostras com um número não muito elevado de observações, e analisar a robustez dos estimadores dinâmicos.

4. RESULTADOS

4.1 Resultados dos Testes de Cointegração em Painel

Aplicando a metodologia descrita em Pedroni (1999 e 2004) para testar a cointegração, e usando os programas desenvolvidos para o efeito pelo mesmo autor, com a aplicação do software Rats[®] obtemos os seguintes resultados para as cinco estatísticas:

Tabela 3: Teste de Cointegração às Variáveis a Estimar na Ausência de Tendência (Trend).

<i>Painel v</i>	<i>Painel ρ</i>	<i>Painel t</i>	<i>Grupo ρ</i>	<i>Grupo t</i>
0.341	0.659	-0.178	1.875	-0.144

Fonte dos dados: *Statistisches Bundesamt Deutschland* e *Bundesministerium der Finanzen*.
Cálculos dos autores.

Tabela 4: Teste de Cointegração às Variáveis a Estimar na Presença de Tendência (Trend).

<i>Painel v</i>	<i>Painel ρ</i>	<i>Painel t</i>	<i>Grupo ρ</i>	<i>Grupo t</i>
10.496	1.147	-1.331	2.797	-0.194

Fonte dos dados: *Statistisches Bundesamt Deutschland* e *Bundesministerium der Finanzen*.
Cálculos dos autores.

Para a estatística de painel ν valores altos e positivos indicam a rejeição da hipótese nula, no caso de estatística de painel ρ e estatística de painel t valores altos e negativos indicam a rejeição da hipótese nula. Todas as estatísticas, com ou sem tendência (*trend*), indicam a não rejeição da hipótese nula. Neste caso concluímos que não existe cointegração entre as variáveis, ou seja, as variáveis são estacionárias e não apresentam uma relação de longo prazo. Neste sentido prosseguimos a parte empírica com o cálculo de estimadores estáticos e dinâmicos de dados em painel.

4.2 Resultados dos Estimadores Estáticos e Dinâmicos de Dados em Painel.

4.2.1 Estimadores Estáticos.

No âmbito dos estimadores estáticos fizemos quatro regressões diferentes. Uma incluindo a variável proxy do capital humano e outra sem incluir essa variável para o PIB em níveis. Para o PIB *per capita* foi usado o mesmo processo: uma regressão incluindo a variável proxy do capital humano e uma outra excluindo essa variável. Para a análise dos estimadores estáticos, utilizamos o comando *xtreg* do Stata[®]. Deste modo, a primeira regressão que estimámos, assume o seguinte formato:

Equação 8: Estimador Estático

$$y_{ci,t} = \beta_0 + \beta_1 mig_{li,t} + \beta_2 fedextr_{pibi,t} + \sum_{j=1}^{17} \beta_{2+j} prd_j + u_i + e_{i,t} \quad (8)$$

Calculámos a regressão (8) com o estimador OLS, com estimador de efeitos aleatórios e com o estimador de efeitos fixos para o PIB em níveis e o PIB *per capita*. De seguida aplicámos o teste LM e o teste de *Hausman* para decidir qual destes três métodos é o mais apropriado. As tabelas 5.1 e 5.2 têm os resultados resumidos.

Tabela 5.1: Estimadores Estáticos em Painel

Variável dependente: Y_c (PIB)			
Variáveis Independentes	OLS	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
<i>Mig_l</i>	0.3820** (0.032)	0.3820** (0.030)	1.050*** (0.000)
<i>Fedextr_pib</i>	0.020 (0.830)	0.020 (0.829)	-0.757*** (0.000)
<i>Constante</i>	-0.007** (0.0382)	-0.007 (0.381)	0.036*** (0.000)
Wald (χ^2)		125.60 (0.000)	
F(N(0,1))	6.98 (0.000)		12.86 (0.000)
LM (χ^2)		1.22 (0.269)	
Hausman (χ^2)		34.99 (0.006)	
R ²	0.4624	0.4624	0.2348
Nº de observações	165	165	165

Nota: Os valores em parênteses referem-se às probabilidades. ***, ** e * indicam que os coeficientes são significativos com 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. As estimações incluem *dummies* temporais.

Tabela 5.2: Estimadores Estáticos em Painel

Variável dependente: Y_c (PIB per capita)			
Variáveis Independentes	OLS	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
<i>Mig_l</i>	0.429** (0.022)	0.429** (0.021)	1.128*** (0.000)
<i>Fedextr_pib</i>	0.0467 (0.641)	0.0467 (0.640)	-0.0697*** (0.000)
<i>Constante</i>	-0.010** (0.037)	-0.010 (0.240)	0.044*** (0.000)
Wald (χ^2)		116.58 (0.000)	
F(N(0,1))	6.48 (0.000)		11.18 (0.000)
LM (χ^2)		0.61 (0.433)	
Hausman (χ^2)		30.24 (0.0247)	
R ²	0.444	0.444	0.2348
Nº de observações	165	165	165

Nota: Os valores em parênteses referem-se às probabilidades. ***, ** e * indicam que os coeficientes são significativos com 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. As estimações incluem *dummies* temporais.

Comparando os resultados do PIB em níveis e do PIB *per capita* verificamos que estes são semelhantes. Segundo estes resultados não conseguimos rejeitar a hipótese nula do teste LM, ou seja, não podemos rejeitar a hipótese dos efeitos individuais não observáveis serem iguais a zero. Isto significa que não existem factores heterogéneos entre os 16 *Länder* que sejam significativamente diferentes. Este resultado não é usual nem trivial, pois normalmente chega-se à conclusão que os efeitos individuais não observáveis são importantes.

A conclusão que podemos retirar deste resultado é que os 16 *Länder* são relativamente homogéneos, em relação às variáveis que permitem explicar o seu ciclo económico. Também podemos concluir que a utilização de um estimador OLS é equivalente à utilização de um estimador de efeitos aleatórios, porque, comparando os resultados da regressão OLS e da regressão com efeitos aleatórios verificamos que são muito semelhantes. Como os efeitos individuais não são importantes no nosso modelo também não faz sentido testar a hipótese dos efeitos individuais não observáveis estarem ou não correlacionados com a variável independente, isto é, o teste de *Hausman* é irrelevante. O modelo mais apropriado para o nosso caso é o modelo OLS que é igual ao modelo de efeitos aleatórios.

Contudo verificamos que o ciclo económico não é influenciado pelas transferências federais extraordinárias. Por sua vez a migração tem um impacto positivo nos ciclos económicos.

A segunda regressão que analisámos corresponde à equação (6) e assume o seguinte formato:

Equação 6: Estimador Estático

$$y_{ci,t} = \beta_0 + \beta_1 mig_{li,t} + \beta_2 fedextr_{pibi,t} + \beta_3 lalunos_{i,t} + \sum_{j=1}^{17} \beta_{3+j} prd_j + u_i + e_{i,t} \quad (6)$$

Esta regressão contém mais uma variável explicativa, correspondendo ao número de alunos que concluem o secundário. Também neste caso efectuamos os cálculos para o PIB em níveis e o PIB *per capita* e aplicou-se o estimador OLS, o estimador de efeitos aleatórios e o estimador de efeitos fixos à regressão (6). De seguida calculámos o teste LM e o teste de *Hausman* para decidir qual destes três métodos é o mais apropriado. Os resultados estão resumidos nas tabelas 6.1 e 6.2.

Tabela 6.1: Estimadores Estáticos em Painel

Variável Dependente: Y_c (PIB)			
Variáveis Independentes	OLS	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
<i>Mig_1</i>	0.0006*** (0.009)	0.555*** (0.008)	1.375*** (0.000)
<i>Fedextr_pib</i>	0.123 (0.282)	0.123 (0.280)	-0.523*** (0.003)
<i>Lalunos</i>	0.005** (0.034)	0.005** (0.033)	0.059*** (0.002)
Constante	-0.0469* (0.087)	-0.0722*** (0.009)	-0.574*** (0.003)
Wald (χ^2)		106.54 (0.000)	
F(N(0,1))	7.10 (0.000)		16.11 (0.000)
LM (χ^2)		0.27 (0.600)	
Hausman (χ^2)		46.47 (0.000)	
R ²	0.4562	0.4562	0.1142
Nº de observações	143	143	143

Nota: Os valores em parênteses referem-se às probabilidades. ***, ** e * indicam que os coeficientes são significativos com 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. As estimações incluem *dummies* temporais.

Como se pode verificar, incluindo a variável educação no modelo não altera os resultados que obtemos no exemplo anterior, tanto no PIB em níveis como no PIB *per capita*.

Tabela 6.2: Estimadores Estáticos em Painel

Variável Dependente: Y_c (PIB per capita)			
Variáveis Independentes	OLS	Efeitos Aleatórios	Efeitos Fixos
Mig_l	0.592*** (0.009)	0.592*** (0.008)	1.423*** (0.000)
$Fedextr_{pib}$	0.150 (0.211)	0.150 (0.209)	-0.455** (0.018)
$Lalunos$	0.005** (0.043)	0.005** (0.041)	0.063*** (0.002)
Constante	-0.046* (0.077)	-0.0733** (0.012)	-0.619*** (0.003)
Wald (χ^2)		91.14 (0.000)	
F(N(0,1))	6.08 (0.000)		13.02 (0.000)
LM (χ^2)		0.04 (0.850)	
Hausman (χ^2)		18.67 (0.1778)	
R ²	0.4178	0.4178	0.0939
Nº de observações	143	143	143

Nota: Os valores em parênteses referem-se às probabilidades. ***, ** e * indicam que os coeficientes são significativos com 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente. As estimações incluem *dummies* temporais.

A inclusão da variável educação no modelo não nos permite rejeitar a hipótese nula do teste LM, ou seja, não podemos rejeitar a hipótese dos efeitos individuais não observáveis serem iguais a zero. Assim podemos concluir que para o PIB em níveis e o PIB *per capita* a utilização de uma regressão OLS é equivalente à utilização de uma regressão com efeitos aleatórios e o teste *Hausman* torna-se irrelevante. Segundo os estimadores estáticos o modelo mais apropriado para o nosso caso é o modelo OLS que é igual ao modelo de efeitos aleatórios.

Concluimos que também neste caso as transferências federais extraordinárias não influenciam o ciclo económico. Já a migração e a educação afectam positivamente o ciclo económico. A conclusão geral é de que a migração influencia positivamente o ciclo económico nos *Länder* alemães enquanto que as transferências extraordinárias não

são significativas. No entanto, em termos do estimador de efeitos fixos, as transferências extraordinárias assumem um valor negativo e significativo.

Vamos tentar explorar um pouco mais estes resultados com uma análise aos estimadores dinâmicos em painel.

4.2.2 Estimadores Dinâmicos

Em geral existe uma tendência de acreditar que os estimadores dinâmicos são melhores estimadores que os estimadores estáticos por dois motivos. Por um lado porque a relação entre os ciclos económicos e os seus determinantes é dinâmica. Por outro, porque os estimadores dinâmicos conseguem atenuar o problema da endogeneidade, da colinearidade e da omissão de variáveis explicativas. Para a análise dos estimadores GMM e GMMS utilizamos o comando *xtabond2* do Stata® e adoptámos o método a um passo (*one-step*) em todos os casos. Nas tabelas 7.1 e 7.2 estão resumidos os resultados que obtivemos para o PIB em níveis e o PIB *per capita* respectivamente. As primeiras duas colunas referem-se à estimação dos estimadores GMM e GMMS, respectivamente, através da seguinte regressão:

Equação 9: Estimador Dinâmico

$$y_{ci,t} = \beta_0 + \delta y_{ci,t-1} + \beta_1 mig_{li,t} + \beta_2 fedextr_{pib,t} + \sum_{j=1}^{17} \beta_{2+j} prd_j + u_i + e_{i,t} \quad (9)$$

Antes de prosseguir com qualquer tipo de análise temos de verificar a validade dos instrumentos através do teste de *Hansen* e dos testes à autocorrelação de primeira e segunda ordem. No cálculo dos dois estimadores introduzimos a opção de robustez que exclui essa hipótese.

Tabela 7.1: Estimadores Dinâmicos

Variável dependente: Y_c (PIB)				
Variáveis Independentes	GMM	GMMS	GMM	GMMS
$y_{Ci,t-1}$	0.571*** (0.000)	0.919*** (0.000)	0.590*** (0.000)	0.897*** (0.000)
Mig_l	0.576*** (0.001)	0.653*** (0.000)	0.5889** (0.015)	0.7119** (0.015)
$Fedextr_{pib}$	-0.176 (0.471)	0.198 (0.158)	-0.117 (0.719)	0.161 (0.235)
$Lalunos$	—	—	0.0013 (0.914)	0.007 (0.304)
<i>Constante</i>	—	-0.044 (0.123)	—	-0.0704 (0.278)
Wald (χ^2)	8526.69 (0.000)	6634.90 (0.000)	25606.89 (0.00)	888.15 (0.000)
Hansen (N(0,1))	0.00 (1.000)	0.00 (1.00)	0.00 (1.000)	0.00 (1.000)
m1 (0,1)	-2.49 (0.013)	-2.80 (0.005)	-2.49 (0.013)	-2.76 (0.006)
m2 (0,1)	-0.88 (0.380)	-0.94 (0.349)	-0.53 (0.593)	-0.63 (0.528)
Nº de instrumentos	44	22	47	21
Nº de Observações	148	160	132	143

Nota: Os valores em parênteses referem-se às probabilidades. ***, ** e * indicam que os coeficientes são significativos com 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

Tabela 7.2: Estimadores Dinâmicos

Variável dependente: Y_c (PIB per capita)				
Variáveis Independentes	GMM	GMMS	GMM	GMMS
$y_{Ci,t-1}$	0.638*** (0.000)	0.948*** (0.000)	0.6214912*** (0.000)	0.926*** (0.000)
Mig_l	0.405 (0.114)	0.434** (0.050)	0.5279842* (0.091)	0.563* (0.083)
$Fedextr_{pib}$	-0.177 (0.521)	0.1948 (0.119)	-0.1230885 (0.695)	0.1692 (0.184)
$Lalunos$	—	—	0.0087675 (0.587)	0.0068 (0.286)
<i>Constante</i>	—	0.004 (0.119)	—	-0.0725 (0.260)
Wald (χ^2)	7650.10 (0.000)	5927.95 (0.000)	4819.58 (0.00)	923.74 (0.000)
Hansen (N(0,1))	0.00 (1.000)	0.00 (1.00)	0.00 (1.000)	0.00 (1.000)
m1 (0,1)	-2.66 (0.008)	-2.83 (0.005)	-2.60 (0.009)	-2.80 (0.005)
m2 (0,1)	-0.89 (0.376)	-0.99 (0.320)	-0.53 (0.594)	-0.68 (0.498)
Nº de instrumentos	44	22	47	21
Nº de Observações	148	160	132	143

Nota: Os valores em parênteses referem-se às probabilidades. ***, ** e * indicam que os coeficientes são significativos com 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente.

O teste de *Hansen* gera uma probabilidade de 1, o que significa que não podemos rejeitar a hipótese nula dos instrumentos serem válidos⁷. Analisando a autocorrelação, concluímos que existe autocorrelação de primeira ordem mas não existe autocorrelação de segunda ordem. Assim sendo os estimadores GMM e GMMS são válidos tanto para o PIB em níveis como para o PIB *per capita*.

A coluna dois e três da tabela 7.1 e 7.2 resumem os resultados obtidos para o PIB em níveis e o PIB *per capita* quando não incluímos a variável educação no modelo. Para o PIB em níveis os resultados dos estimadores GMM e GMMS são semelhantes. A migração interna influencia positivamente o ciclo económico, já as transferências extraordinárias não são estatisticamente significativas nos dois modelos. Utilizando o PIB *per capita* constata-se que pelo estimador GMM a migração interna e as transferências extraordinárias não são estatisticamente significativas, já no GMMS observamos a existência de uma relação positiva e significativa entre a migração interna e os ciclos económicos. As transferências extraordinárias não são estatisticamente significativas nos dois modelos.

A quarta e quinta coluna das tabelas 7.1 e 7.2 resumem os resultados aos estimadores GMM e GMMS que aplicamos à regressão (7), assumindo esta o seguinte formato:

Equação 7: Estimador Dinâmico

$$y_{ci,t} = \beta_0 + \delta y_{ci,t-1} + \beta_1 mig_{li,t} + \beta_2 fedextr_{pibi,t} + \beta_3 lalunos_{i,t} + \sum_{j=1}^{17} \beta_{3+j} prd_j + u_i + e_{i,t} \quad (7)$$

Também neste caso trabalhamos com a opção de robustez no cálculo dos estimadores. O teste de *Hansen* resulta numa probabilidade de 1, assim não podemos rejeitar a hipótese nula dos instrumentos serem válidos. Estudando a autocorrelação

⁷ Embora este valor possa sugerir um eventual enviesamento por sobre-identificação, salienta-se que o número de instrumentos foi reduzido ao mínimo através do uso dos sub-comandos *collapse* e *lag*, à semelhança do que é feito na literatura empírica.

concluimos que existe autocorrelação de primeira ordem mas não existe autocorrelação de segunda ordem. Assim sendo os estimadores GMM e GMMS são válidos tanto para o PIB em níveis como para o PIB *per capita*. Os coeficientes dos estimadores sugerem que, tanto para o PIB em níveis como para o PIB *per capita*, a migração interna tem um impacto positivo nos ciclos económicos dos *Länder*, já as transferências extraordinárias e a escolaridade não têm um impacto significativo nos ciclos económicos. Para o nosso estudo o estimador GMMS é o mais apropriado porque estamos na presença de um número não muito elevado de observações temporais e de uma variável dependente persistente.

Como forma de testar a robustez dos resultados obtidos através destes estimadores dinâmicos calculámos o estimador LSDVC desenvolvido por Bruno (2005). Como o GMMS é o mais apropriado para o nosso estudo estimamos o estimador LSDVC de Blundel e Bond (BB) para o PIB em níveis e para o PIB *per capita*. Na segunda e quarta coluna da tabela 8 não incluímos a variável educação na estimação.

Tabela 8: LSDVC

Variável Dependente:	<i>Y c (PIB)</i>		<i>Y c (PIB per capita)</i>	
Variáveis Independentes	LSDVC (BB)	LSDVC (BB)	LSDVC (BB)	LSDVC (BB)
$y_{-Ci,t-1}$	10.755*** (0.000)	15.720*** (0.000)	9.7099*** (0.000)	14.204*** (0.000)
<i>Mig_l</i>	-5.665*** (0.000)	-8.653*** (0.000)	-6.309*** (0.000)	-8.906*** (0.000)
<i>Fedextr_pib</i>	5.7410*** (0.000)	5.197*** (0.000)	5.265*** (0.000)	4.936*** (0.000)
<i>Lalunos</i>	—	-0.973*** (0.000)	—	-0.965*** (0.000)

Nota: Os valores em parênteses referem-se às probabilidades. ***, ** e * indicam que os coeficientes são significativos com 1%, 5% e 10% de significância respectivamente.

Os resultados do estimador LSDVC são muito diferentes dos que obtivemos com o estimador GMMS para o PIB em níveis e o PIB *per capita*. Não incluindo a educação na análise, verificamos que a migração interna tem um impacto negativo nos ciclos

económicos e as transferências extraordinárias um impacto positivo tanto. Com a variável educação incluída na regressão a migração interna e a educação têm um impacto negativo nos ciclos económicos e as transferências extraordinárias um impacto positivo, sendo todas as variáveis significativas.

Com este estimador conseguimos, por um lado que todas as variáveis sejam estatisticamente significativas, i.e., alcançámos um impacto significativo de todas as variáveis no ciclo económico. Por outro lado, os resultados são inversos aos que obtemos com os outros estimadores. Contudo, devido ao número pequeno de observações seccionais (*cross-section*) o estimador dinâmico mais apropriado é o LSDVC.

Comparando os resultados dos estimadores estáticos e dinâmicos (para o PIB em níveis e o PIB *per capita*) verificamos que os resultados alcançados são muito diferentes. Segundo os estimadores estáticos a migração interna e a educação têm um impacto positivo no ciclo económico enquanto que as transferências extraordinárias não têm nenhum impacto significativo nos ciclos económicos, resultado confirmado pelos estimadores dinâmicos GMM e GMMS (com excepção do estimador GMM sem a variável educação). O estimador LSDVC de efeitos fixos sugere que, tanto para o PIB em níveis como o PIB *per capita*, a migração interna e a educação têm um impacto negativo nos ciclos económicos, já as transferências extraordinárias têm um impacto positivo nos ciclos económicos.

5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Inicialmente o nosso objectivo consistia em analisar a relação entre a migração interna as transferências extraordinárias e os ciclos económicos através de uma análise

de cointegração. Porém os testes de cointegração que fizemos revelaram que as variáveis são estacionárias, isto é, as variáveis não têm uma relação de longo prazo.

Neste sentido prosseguimos a nossa análise com a dedução de estimadores estáticos e dinâmicos em painel, apropriados para estudar relações estacionárias. Segundo os estimadores estáticos a migração interna e a educação têm um impacto positivo no ciclo económico enquanto que as transferências extraordinárias não têm nenhum impacto significativo nos ciclos económicos, resultados confirmados pelos estimadores dinâmicos com variáveis instrumentais da classe dos estimadores de métodos generalizados dos momentos (GMM). Por outro lado, o estimador dinâmico de efeitos fixos corrigido (Bruno, 2005) sugere que a migração interna e a educação têm um impacto negativo nos ciclos económicos, já as transferências extraordinárias têm um impacto positivo nos ciclos económicos (estes são iguais para o PIB em níveis e o PIB *per capita*). No entanto, apesar dos resultados contraditórios, existe uma tendência para preferir os estimadores dinâmicos aos estimadores estáticos. Por um lado as relações estabelecidas entre as variáveis são de natureza dinâmica e estes estimadores conseguem atenuar o problema da endogeneidade, da colinearidade e da omissão de variáveis explicativas. Por outro lado, os resultados dos estimadores dinâmicos são consistentes com os resultados obtidos na maioria do trabalho empírico.

Fidrmuc (2001), Barro e Sala-i-Martin (2004) e Kırdar e Saracoğlu (2006) não encontram nos seus estudos uma relação significativa entre os ciclos económicos e a migração. Sala-i-Martin e Sachs (1992), Asdrubali *et al* (1996) e Sorensen *et al* (2001), entre outros, encontraram nos seus estudos uma relação positiva entre as transferências federais e os ciclos económicos. Wildasin (1995) e Perotti (2001) afirmam nos seus estudos que um sistema de transferências pode prejudicar o efeito positivo que a migração tem nos ciclos económicos. Olhando para o caso alemão van Hagen e Hepp

(2000) e Buettner (2007) concluem que o sistema de transferências alemão tem um impacto reduzido na estabilização dos choques regionais no PIB. Van Hagen e Hepp (2000) verificam que o sistema de transferências estabiliza 3.4% dos choques assimétricos no PIB regional e 8.2% das diferenças (entre os *Länder*) no PIB *per capita* regional.

Na nossa análise calculamos sempre duas regressões, uma incluindo a variável educação e a outra sem a variável educação. O objectivo consistiu em analisar a robustez dos resultados, isto é, verificar se com a introdução de mais uma variável os resultados permaneciam semelhantes. Os resultados mostram que a variável adicional não altera os resultados qualitativos nas regressões.

6. CONCLUSÃO

O objectivo fulcral deste estudo consiste na análise do impacto que as transferências federais e a migração interna têm no ciclo económico dos Governos regionais da Republica Federal da Alemanha.

Existe uma vasta literatura teórica e empírica que analisa a relação da migração interna com os ciclos económicos e a relação das transferências federais com os ciclos económicos. As transferências federais e a migração interna influenciam, de formas diferentes, positivamente os ciclos económicos e é importante estudar como estes três mecanismos interagem em conjunto. No entanto, a literatura que investiga a relação conjunta destas três variáveis é escassa. A esmagadora maioria da literatura empírica e teórica centra-se na análise dos EUA e Canadá. Devido à ainda escassez de dados, o caso da República Federal da Alemanha recebe pouca atenção por parte dos investigadores. No nosso estudo também nos deparamos ainda com esse problema, isto é, o número reduzido de observações temporais torna a base de dados de painel relativamente pequena.

Da literatura empírica revista anteriormente concluímos que a migração interna não tem um impacto significativo nos ciclos económicos. Já as transferências extraordinárias revelam ter uma influência positiva e significativa nos ciclos económicos. Dos poucos estudos que analisam a relação destas três variáveis em simultâneo constata-se que um Estado Federado necessita tanto da mobilidade de trabalho como das transferências para alcançar a convergência de rendimentos. No entanto, o impacto quantitativo do sistema de transferências é habitualmente maior que o da migração interna.

Na nossa análise, em primeiro lugar, realizámos testes de cointegração à nossa base de dados e os resultados sugerem a estacionariedade das variáveis. Neste sentido prosseguimos o nosso estudo com os estimadores estáticos e dinâmicos em painel porque estes são mais apropriados quando estamos na presença de estacionariedade. Os resultados que obtivemos não são consistentes. Temos, por um lado, os estimadores estáticos e os dois estimadores dinâmicos com variáveis instrumentais, GMM e GMMS, com as mesmas conclusões. A migração interna tem um impacto positivo e significativo no ciclo económico, enquanto que as transferências extraordinárias não têm impacto significativo nos ciclos económicos. Por outro lado, temos o estimador dinâmico LSDVC, onde a migração interna tem um impacto significativo negativo nos ciclos económicos e as transferências extraordinárias têm um impacto significativo positivo nos ciclos económicos.

Neste ponto surge a necessidade de decidir qual dos estimadores é o mais apropriado para aplicar a este estudo. Em primeiro lugar existem mais vantagens na utilização dos estimadores dinâmicos porque estes conseguem atenuar o problema da endogeneidade, da colinearidade e da omissão de variáveis explicativas e também porque as relações são dinâmicas e não estáticas. Como estamos na presença de um

número reduzido de observações seccionais (*cross-section*) existem vantagens em usar o estimador LSDVC e os resultados do estimador LSDVC são consistentes com a literatura empírica. Os resultados sugerem que a República Federal Alemã tem um sistema de transferências eficaz no combate aos choques regionais, no entanto a migração interna não tem efeito positivo nos choques regionais. No caso alemão Van Hagen e Hepp (2000) verificaram que o sistema de transferências suaviza 3.4% dos choques assimétricos no PIB regional e 8.2% das diferenças (entre os *Länder*) no PIB *per capita* regional. Neste sentido, na República Federal da Alemanha, existe uma relação fraca mas positiva entre transferências extraordinárias e ciclos económicos. Contudo este estudo analisa somente a Alemanha ocidental que é uma região relativamente homogénea. No nosso estudo analisamos a Alemanha de Leste e a Alemanha ocidental que são duas regiões diferentes. 20 anos após a reunificação os *Länder* de Leste continuam com uma taxa de desemprego mais elevada que o Ocidente, com salários mais baixos e uma indústria muito reduzida. Os cinco estados revelam um elevado grau de endividados e as transferências verticais e extraordinárias em vez de serem usados para reduzir diferenças estruturais entre as duas regiões são utilizadas para o pagamento de despesas correntes. Da revisão da literatura e da análise descritiva aos dados constatamos que apesar dos cinco novos *Länder* receberem grandes montantes de transferências extraordinárias durante 15 anos, estes pararam de convergir a meados dos anos 90 do século XX. Neste sentido impõe-se a questão se faz sentido continuar o Solidarpakt II até 2019, não será melhor aceitar as diferenças entre as duas regiões e parar de querer obter uma região homogénea.

Podemos concluir que na Alemanha de Leste os elevados montantes de transferências não conduziram à convergência esperada. Como o nosso estudo não faz uma análise individual a todos os Estados mas sim uma análise global (com os dados

regionais) verificamos que em geral as transferências têm um efeito positivo nos ciclos económicos regionais da Republica Federal da Alemanha. Neste sentido, uma futura linha de investigação seria a análise dos estados Federados separadamente e verificar quais os Estados que combatem mais eficazmente os choques económicos através das transferências extraordinárias. Interessante seria também introduzir as transferências horizontais, já que estas são atribuídas pelo mesmo princípio das transferências extraordinárias.

Um outro objectivo para uma investigação futura no âmbito deste trabalho seria construir uma base de dados maior. O número de observações temporais e seccionais é uma das limitações que este trabalho tem. Com uma base de dados (sendo isso possível só com as séries temporais obviamente) maior poderíamos obter resultados mais robustos dos estimadores estáticos e dinâmicos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Arellano, M., Bond, S. (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies* 58 (2): 277-297.
2. Asdrubali, P., Sorensen, B. E., Yosha, O. (1996), "Channels of Interstate Risk Sharing: United States 1963-1990", *Quarterly Journal of Economics* 111 (4): 1081-1110.
3. Athanasoulis, S., van Wincorp, E. (2001), "Risk-sharing with the United States: What Have Financial Markets and Fiscal Federalism Accomplished?", *Review of Economics and Statistics* 83 (4): 688-698.
4. Barro, R. (1991), "Eastern Germany's Long Haul", *The Wall Street Journal, Dow Jones and Company*, 3 de Maio.
5. Barro, R., Sala-i-Martin, X. (1991), "Convergence Across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 107-158.
6. Barro, R., Sala-i-Martin, X. (2004), *Economic Growth - 2ª Edição*, Massachusetts Institute of Technology.
7. Bayoumi, T., Masson, P. R. (1995), "Fiscal Flows in the United States and Canada: Lessons for Monetary Union in Europe", *European Economic Review* 39: 253-274.
8. Belke, A., Baumgärtner, F. (2005), "Fiscal Transfer Mechanisms and Asymmetric Shocks in EMU", In: *Integration, Growth and Cohesion in an Enlarged European Union, ZEI Studies in European Economics and Law* 7: 329-344.
9. Blanchard, O., Katz, L. (1992), "Regional Evolutions", *Brookings Papers on Economic Activity* 1:1-75.

10. Blundell, M., Bond, S. (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics* 87 (1): 115–143.
11. Boadway, R., Flatters, F. (1982), "Efficiency and Equalization Payments in a Federal System of Government: a Synthesis and Extension of Recent Results", *Canadian Journal of Economics* 15 (4): 613.
12. Boadway, R., Marchand M., Vigneault, M. (1998), "The Consequences of Overlapping Tax Bases for Redistribution and Public Spending in a Federation", *Journal of Public Economics* 68: 433-478.
13. Bruno, G. (2005), "Approximating the Bias of the LSDV Estimator for Dynamic Unbalanced Panel Data Models", *Economic Letters* 87 (3):361–366.
14. Buettner, T. (2002), "Fiscal Federalism and Interstate Risk-sharing: Empirical Evidence from Germany", *Economics Letters* 74 (2): 195, January.
15. Buettner, T. (2007), "Equalization Transfers and Dynamic Fiscal Adjustment: Results for German Municipalities and a US-German Comparison", *Institute for Federalism and Intergovernmental Relations (IFIR) Working Paper 2007-7*.
16. Etzo, I. (2008), "Internal Migration: a Review of the Literature", *MPRA Working Paper, mimeo*.
17. Fatás, A. (1998), "Does EMU Need a Fiscal Federation?", *Economic Policy* 13 (26): 165-203.
18. Fidrmuc, J. (2001), "Migration and Adjustment to Shocks in Transition Economies", *Center for European Integration Studies Working Paper B01-23*.
19. Frick, J. R., Goebel, J. (2008), "Regional Income Stratification in Unified Germany Using a Gini Decomposition Approach", *Regional Studies*, 42 (4): 555-577.

20. Hepp, R., Von Hagen, J. (2000), "Regional Risk-Sharing and Redistribution in the German Federation", *Center for European Integration Studies Working Paper B00-15*.
21. Hunt, J. (2000), "Why Do People Still Live in East Germany?", *German Institute for Economic Research Discussion Paper No 201*.
22. Kaufman, M., Swagel, P., Dunaway, S. (1997), "Regional Convergence and the Role of Federal Transfers in Canada", *IMF Working Paper 3*, May.
23. Kırdar, M., Saracoğlu, S. (2006), "Does Internal Migration Lead to Faster Regional Convergence in Turkey? An Empirical Investigation", *Turkish Economic Association, mimeo*.
24. Mélitz, J., Zumer, F. (1999), "Interregional and International Risk-sharing and Lessons for EMU", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 51: 149-188.
25. Mundell, R. (1961), "A Theory of Optimum Currency Areas", *American Economic Review*, 51 (4): 657-665.
26. Nunes, P. M., Serrasqueiro, Z., Sequeira, T. (2009), "Profitability in Portuguese Service Industries: A Panel Data Approach", *Service Industries Journal* 29 (5): 693-707, May.
27. Pedroni, P. (2004), "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory* 20: 597-625.
28. Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels With Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* 61 (4): 653, November 1999, Special Issue,

29. Perotti, R. (2001), "Is a Uniform Social Policy Better? Fiscal Federalism and Factor Mobility", *American Economic Review* 91 (3): 596-610, June.
30. Persson, J., Tabellini, G. (1996), "Federal Fiscal Constitutions: Risk-sharing and Moral Hazard", *Econometrica* 64 (3): 623-646.
31. Rappaport, J. (2005), "How Does Labour Mobility Affect Income Convergence?", *Journal of Economic Dynamics and Control* 29: 567-581.
32. Roodman, D. (2008), "How to Do xtabond2: An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata", *Center for Global Development Working Paper Number 103*, December.
33. Sala-i-Martin, X., Sachs, J. (1992), "Fiscal Federalism and Optimum Currency Areas: Evidence for Europe from the United States", *National Bureau of Economic Research Working Paper 3855*.
34. Sequeira, T., Ferreira-Lopes, A. (2009), "Should the Federal Government Reallocate Funds within Federal Transfers?", *Public Finance Review* 37 (5): 596-612.
35. Sequeira, T., Ferreira-Lopes, A. (2010), "Does a Federal Country Need Federal Transfers when it has Labour Mobility?", *forthcoming in Regional Studies*.
36. Shioji, E. (2001), "Composition Effect of Migration and Regional Growth in Japan", *Journal of the Japanese and International Economies* 15 (1): 29-49.
37. Sinn, Hans-Werner (2000), "EU Enlargement, Migration, and Lessons from German Unification", *German Economic Review* 1 (3): 299-314.
38. Spilimbergo, A., Ubeda, L (2004), "A Model of Multiple Equilibria in Geographic Labor Mobility", *Journal of Development Economics* 73 (1): 107.

39. Sorensen, B., Wub, L., Yosha, O. (2001), "Output Fluctuations and Fiscal Policy: U.S. State and Local Governments 1978–1994", *European Economic Review* 45 (7): 1271.
40. Tochkov, K. (2007), "Interregional Transfers and the Smoothing of Provincial Expenditure in China", *China Economic Review* 18 (1): 54
41. Uhlig, H. (2006), "Regional Labor Markets, Network Externalities and Migration: The Case of German Reunification", *American Economic Review* 96 (2): 383-387.
42. Vigneault, M. (2002), "The Role of Intergovernmental Transfers in Regional Stabilization and Equalization", *Department of Economics Bishop's University Lennoxville, mimeo.*
43. Von Hagen, J., Hammond, G. W. (1998), "Regional Insurance Against Asymmetric Shocks: An Empirical Study for the European Community", *The Manchester School* 66 (3): 331-353.
44. Von Hagen, J. (2000), "Fiscal Policy and Intra-national Risk-sharing", *Center for European Integration Studies Working Paper B98-13.*
45. Wildasin, D. (1995), "Factor Mobility, Risk and Redistribution in the Welfare State", *Scandinavian Journal of Economics* 97 (4): 527-46.