



FEUC FACULDADE DE ECONOMIA
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

Jessica Pereira Barandas

Escolaridade e desigualdade de rendimentos: uma análise exploratória de países emergentes

Trabalho de Projeto do Mestrado em Economia, na especialidade em Economia Industrial, apresentado à Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra para obtenção do grau de Mestre

Orientado por: Doutora Marta Simões

Coimbra 2017

Agradecimentos

Nas palavras que se seguem deixo algumas palavras de apreço e agradecimento às pessoas que me ajudaram de forma mais ou menos presente durante o meu percurso académico e em particular na finalização desta etapa na minha formação.

À minha orientadora, Professora Doutora Marta Simões, um sentido obrigado por todo o apoio, orientação, disponibilidade e calma que me transmitiu durante a elaboração desta dissertação.

À minha Avó, ao meu Irmão, à minha Mãe e à minha Tia Linita, que sempre me apoiaram nos meus objectivos académicos e pessoais, nunca duvidando das minhas capacidades mesmo quando eu já não partilhava da mesma certeza. Dedico-lhes este trabalho.

Aos meus amigos de sempre, O Clã: Filipe, Miguel, Vizela, Pedro, Gouveia, Marlene, José Gaspar, Bimbo, Joana Ferreira, Filipa, Joana Violante, Simão e Joana, Pina, Nobre e aos outros: Seixas, Ritinha, Emanuel, Carla, PP e ao Donas, não poderia deixar de agradecer pela vossa amizade durante todo o meu tempo em Coimbra e em particular por todo o apoio e paciência para falar, ler e reler a minha dissertação no decorrer da sua elaboração. Ao Donas, em específico, agradeço a sua paciência e ajuda com as minhas várias e frequentes questões.

Para finalizar gostaria de deixar agradecer também a todas as pessoas que não estão aqui mencionadas por lapso mas que contribuíram de uma ou de outra forma para a realização deste trabalho projecto.

Resumo

Qual a relação entre a escolaridade e a desigualdade na distribuição de rendimentos em países emergentes? O presente estudo analisa a relação entre a escolaridade e a desigualdade, bem como a sua importância face a outros fatores determinantes da desigualdade, em 24 economias emergentes no período entre 1980 e 2010. A partir dos resultados obtidos da estimação com dados em painel utilizando o método de efeitos fixos constatou-se que o aumento da escolaridade total, e em particular da escolaridade primária, não promove a redução da desigualdade, depois de atingir os 5,69 anos médios de escolaridade e 4,06 anos médios de escolaridade primária. De facto, apurou-se que após um impacto negativo e o atingir de um nível mínimo de desigualdade, o aumento deste nível de escolaridade e da escolaridade total contribui para o aumento da desigualdade (relação em U). Paralelamente, os níveis de escolaridade secundário e terciário, como seria de esperar, têm um impacto positivo na desigualdade. No que diz respeito à importância relativa de outros fatores na explicação da desigualdade, os resultados relativos à globalização, ao consumo público e ao valor acrescentado da indústria nem sempre se apresentam estatisticamente significativos, e os resultados para a variável da democracia em nenhuma das estimações apresenta significância estatística. Já o *PIB real per capita* revela uma relação não linear em forma de U invertido, estatisticamente significativa, com a desigualdade, apoiando assim a hipótese de Kuznets. Os resultados obtidos nem sempre correspondem aos efeitos esperados e as possíveis explicações económicas podem, por exemplo, estar relacionados com o peso relativo dos diferentes níveis de escolaridade, pois se os países continuarem a expandir apenas o nível primário, como os seus salários serão em princípio inferiores aos níveis secundário e terciário e à medida que a oferta de trabalhadores com este nível de escolaridade cresce, o rendimento médio que os indivíduos com escolaridade primária poderão alcançar irá diminuir. Logo quem tiver um nível de escolaridade superior irá auferir um rendimento maior, aumentando a desigualdade de distribuição de rendimentos.

Palavras-chave: Escolaridade, Desigualdade, Economias Emergentes

Classificação JEL: C23, H52, I24, O15, O57

Abstract

What is the impact of education on income inequality in emerging countries? This paper analysis the relationship between education and inequality, as well as its importance in explaining inequality as oppose to other influencing factors, for 24 emerging economies, for the period between 1980 and 2010. Based on the results obtained from the estimation with panel data and by using the fixed effects method, the outcome are different than what was expected. For the current sample of emerging economies, the increase in total education, as well as in primary in particular, after achieving 5,69 years of total schooling and 4,06 years of primary education, the effect of an increase of education does not promote the reduction of inequality. In fact, it was found that after reaching a minimum of inequality, an increase of average years in this level of education and total schooling contribute to the increase of inequality. At the same time, secondary and tertiary levels of education, as one might expect, have a positive impact on inequality. Regarding the relative importance of other factors in the explanation of inequality, it was observed that the results regarding globalization, public consumption, and industry added value do not always show statistical significance, furthermore the results for the democracy variable are not statistically significant in any of the estimations.

However, *real GDP per capita* reveals a non-linear U-shaped inverted relationship with income inequality, and statistical significance, supporting the Kuznets (1955) hypothesis. The results obtained do not always correspond to the expected effects and the possible economic explanations can, for example, be connected to the relative weight of the different levels of education, as the countries continue to expand only the primary level, their wages become lower for secondary and tertiary education, and as the growing number of individuals with this level of schooling grows, the average income that individuals with primary education can achieve will decrease. Then those who have a higher education level will earn a higher income, increasing income inequality.

Keywords: Education, Inequality, Emerging Economies

JEL Classification: C23, H52, I24, O15, O57

Índice

1. Introdução	1
2. Existe correlação entre escolaridade e desigualdade na distribuição de rendimentos individuais? - revisão da literatura.....	3
3. Dados: selecção da amostra e visão geral.....	9
3.1 Selecção da amostra de países emergentes.....	9
3.2 Dados e fontes	10
3.3 Análise descritiva dos dados	11
4. Modelo empírico, metodologia e discussão de resultados	12
4.1 Modelo Empírico.....	13
4.2 Metodologia aplicada e principais resultados.....	16
5. Conclusão	31
Referências Bibliográficas.....	35

Índice de Quadros

Quadro 1: Resumo dos resultados da estimação com efeitos fixos do modelo empírico com a escolaridade total, 24 países, 1980-2010	20
Quadro 1.1: Cálculo do ponto de inflexão da relação em U entre o índice de Gini e a escolaridade total, bem como do índice de Gini e e do PIBpc, 24 países, 1980-2010...	22
Quadro 2: Resumo dos resultados da estimação com efeitos fixos do modelo empírico com o nível de escolaridade primária, 24 países, 1980-2010.....	23
Quadro 2.1: Cálculo do ponto de inflexão da relação em U entre o índice de Gini e o nível de escolaridade primária, bem como do índice de Gini e e do PIBpc, 24 países, 1980-2010.....	25
Quadro 3: Resultados da estimação com efeitos fixos do modelo empírico com o nível de escolaridade secundária, 24 países, 1980-2010	26

Quadro 3.1: Cálculo do ponto de inflexão da relação em U entre o índice de Gini e o PIBpc, 24 países, 1980-2010	27
Quadro 4: Tabela resumo dos resultados da estimação com efeitos fixos do modelo empírico com o nível de escolaridade terciária, 24 países, 1980-2010	28
Quadro 4.1: Cálculo do ponto de inflexão da relação em U entre o índice de Gini e o PIBpc, 24 países, 1980-2010	29
Quadro A.1: Resumo de estudos empíricos revistos	37
Quadro A.2: Resumo de estudos empíricos revistos (continuação).....	38
Quadro B.1: Resumo da amostra e das suas classificações	39
Quadro B.2: Estatísticas descritivas do índice de Gini, 24 países,1980-2010.....	40
Quadro B.3: Estatísticas descritivas dos níveis de escolaridade, 24 países,1980-2010 .	40
Quadro B.4: Estatísticas descritivas dos níveis de escolaridade, 24 países,1980-2010 (continuação)	41
Quadro B.5: Estatísticas descritivas do PIBpc, 24 países, 1980-2010	41
Quadro C.1: Variáveis do modelo empírico e respectivas fontes.....	42
Quadro C.2: Estatísticas descritivas do GRETL , 24 países, 1980-2010	43
Quadro C.3: Matriz de correlações da amostra, 24 países, 1980-2010	44
Quadro C.4: Resultados da estimação do modelo empírico com a escolaridade total, 24 países, 1980-2010	45
Quadro C.5: Resultados da estimação do modelo empírico com escolaridade primária, 24 países, 1980-2010	46
Quadro C.6: Resultados da estimação do modelo empírico com escolaridade secundária, 24 países, 1980-2010	47
Quadro C.7: Resultados da estimação do modelo empírico com escolaridade terciária, 24 países, 1980-2010	48

1. Introdução

Em grandes economias emergentes, a desigualdade na distribuição do rendimento tem-se mantido, nas últimas décadas, em níveis muito elevados e até aumentado, nalguns casos, apesar do bom desempenho em termos de taxas de crescimento do produto. Isto é perceptível a partir da análise da evolução do índice de Gini da distribuição do rendimento das famílias, ao longo das últimas décadas, em alguns dos países considerados economias emergentes. Por exemplo, no Brasil, em 1980 o índice de Gini era de 56% e em 2009 de 53,96%: apesar da redução, os valores permaneceram elevados. Na África do Sul, por sua vez, a desigualdade aumentou, por exemplo em 1980 o índice de Gini toma o valor de 49% e em 2008 cresceu para 57,37%. A China apresentava em 1980 um índice de Gini de 23,40% que aumenta até 2009 fixando-se no valor de 44%, por outro lado, a Índia em 1980 apresentava um valor de 33,81% para o índice de Gini e este cresce até 34,65%, em 2009 (OCDE, 2011).

Segundo a base de dados sobre a escolaridade da população de diferentes países “Barro-Lee Educational Attainment Dataset”, no período 1980-2010, para a população com idades de 15-64 anos, no Brasil, os anos médios de escolaridade total aumentaram de 3,04 anos para 7,89 anos. Na África do Sul, neste mesmo intervalo e para as referidas idades, o número médio de anos de escolaridade em 1980 toma do valor de 5,11 anos e em 2010 de 9,69 anos, em média. Por outro lado, na China, no mesmo período e idades este indicador cresce de 5,31 para 7,95anos. Já na Índia, em 1980, o número de anos médios de escolaridade total é de 2,3 anos e em 2010 aumenta para o valor de 6,24 anos médios.

Poderá o comportamento da desigualdade na distribuição de rendimentos estar relacionado com a evolução da escolaridade da população nos países emergentes? De acordo com alguns autores (Knight e Sabot, 1983 apud De Gregorio e Lee, 2002:396, entre outros) poder-se-á considerar que à medida que o nível de escolaridade aumenta, a desigualdade de rendimento irá diminuir, pelo menos a partir de determinado nível médio de escolaridade da população, devido ao impacto da mesma sobre o capital humano dos indivíduos que, ao aumentar, torna os trabalhadores mais produtivos, aumentando a sua remuneração. Esta relação, se ilustrada graficamente, corresponderia a uma parábola com a concavidade voltada para baixo (U invertido), que começa de forma ascendente (com declive positivo), com os valores da desigualdade do rendimento a aumentarem para valores inferiores do nível médio de escolaridade da população, mas à medida que

este aumenta e a escolaridade se torna mais generalizada, promove a redução da desigualdade. Por exemplo, no período de 1993 a 2005 o decréscimo do índice de Gini no Brasil é acompanhado pelo aumento do número médio de anos de escolaridade total, logo este país poderá estar na parte descendente da curva. Porém, o mesmo não se verifica com a África do Sul, onde o número de anos médio de escolaridade aumenta (numa proporção idêntica à do Brasil), mas em que o índice de Gini também cresce. O mesmo se verifica na China e na Índia.

Face a estes comportamentos diferenciados, importa avaliar qual o sinal e forma funcional da relação entre escolaridade e desigualdade nos países emergentes, tendo em conta que a desigualdade é também influenciada por um conjunto de outros factores que variam entre os países. Sabe-se que o crescimento económico, bem como a globalização, não têm beneficiado todos os segmentos da população de igual forma (Vieira, 2012). Por exemplo, a despesa do estado em protecção social (De Gregorio e Lee, 2002), o regime político (Abdullah, Doucoliagos e Manning, 2011) ou a especialização produtiva (Chusseau e Hellier, 2012). No que diz respeito à especialização produtiva, Kuznets (1955) explica que à medida que um país passa por um processo de industrialização, onde os salários são mais elevados comparativamente aos salários agrícolas em zonas rurais, o efeito inicial será de aumento da desigualdade, quando uma parte significativa da força de trabalho ainda permanece na agricultura e zonas rurais, mas depois de alcançado um nível significativo de industrialização, com uma parte importante da força de trabalho ocupada na indústria e a redução da oferta de trabalho na agricultura a fazer subir os respetivos salários, esta transformação irá promover a diminuição da desigualdade. Esta relação é referida como a curva em U invertido de Kuznets (1955) para a relação entre o nível de rendimento de um país e a respetiva desigualdade. Qual será assim a importância da correlação entre escolaridade e desigualdade?

O objetivo principal deste trabalho de projeto é efetuar um estudo comparativo entre países emergentes, com o intuito de averiguar o peso que o nível de escolaridade tem na explicação da desigualdade na distribuição do rendimento em economias emergentes. Pretende-se identificar empiricamente qual a importância relativa do nível de escolaridade na desigualdade da distribuição do rendimento, face a outros factores que afectam esta última. Interessa ainda verificar se existe uma relação de U invertido entre o nível de escolaridade e a desigualdade, e em caso afirmativo, calcular-se-á o ponto de inflexão. O estudo será feito a partir de uma análise econométrica com dados em painel

relativos a países emergentes, no período entre 1980 e 2010, sendo que as principais variáveis explicativas estão relacionadas com o nível de escolaridade (total, primário, secundário, e terciário). As fontes de dados utilizadas são o Banco Mundial, Barro-Lee *Educational Attainment Dataset*, entre outras. A escolha dos países considerados economias emergentes observados neste estudo irá basear-se na definição de economia emergentes utilizada por instituições internacionais.

O presente trabalho está organizado da forma que a seguir se descreve. Depois da Introdução, na secção 2 realiza-se uma breve revisão da literatura sobre a relação entre a escolaridade e a desigualdade na distribuição do rendimento, tendo em especial atenção estudos relativos a economias emergentes. A secção 3 contém a apresentação e análise descritiva dos dados dos países considerados economias emergentes. Na secção 4 será explicada a metodologia empírica utilizada e realizada a análise dos resultados obtidos. Por fim, na secção 5 são apresentadas as principais conclusões.

2. Existe correlação entre escolaridade e desigualdade na distribuição de rendimentos individuais? - revisão da literatura

Nesta secção procura-se rever previsões teóricas e estudos empíricos relevantes acerca da correlação entre a escolaridade e a desigualdade na distribuição de rendimentos individuais em economias emergentes. Optou-se pela literatura em questão devido a tratarem-se de estudos com o mesmo tipo de estrutura de dados (painel) do presente trabalho e/ou serem relativos a economias emergentes.

A escolaridade tem uma importância clara no desenvolvimento do capital humano. Sabe-se, aliás, que a desigualdade na distribuição de rendimentos pode ser uma consequência de investimentos individuais distintos em capital humano (Petcu, 2014). Esta relação tem sido amplamente estudada na literatura (Checchi, 2000; Rodriguez-Pose e Tselios, 2008; Petcu, 2014; entre outros) sendo a escolaridade aceite como um factor que pode levar a uma melhoria dos rendimentos individuais (devido à valorização do capital humano). A partir de um determinado nível médio de escolaridade, devido à forma de parábola invertida prevista para esta relação, gera uma eventual redução na desigualdade da distribuição de rendimentos (Knight e Sabot, 1983 *apud* Petcu, 2014 :7). Com o aumento do nível médio de escolaridade da população e a consequente valorização de capital humano, o número de trabalhadores com qualificações superiores aumenta e assim o número de indivíduos a auferirem de um rendimento mais elevado também cresce, enquanto o número de trabalhadores que recebem um rendimento me-

nor diminui, logo têm um peso menor na distribuição de rendimentos. Por outro lado, com o aumento da oferta de mão-de-obra mais qualificada o seu rendimento relativo vai diminuir, o que diminui o fosso entre o rendimento dos trabalhadores no topo da distribuição de salários e os trabalhadores que se encontram num nível mais baixo da distribuição de salários.

Contudo, as conclusões dos estudos empíricos realizados acerca desta correlação entre a escolaridade e a desigualdade na distribuição de rendimentos individuais nem sempre apontam no mesmo sentido (De Gregório e Lee, 2002). A meta-análise elaborada por Abdullah, Doucoliagos e Manning (2011) reuniu estudos econométricos sobre os efeitos da escolaridade na desigualdade que consideram como variável dependente uma medida de desigualdade de distribuição do rendimento (em geral o índice de Gini) e como variável independente/explicativa principal uma medida da escolaridade da população. Os diferentes estudos cobrem o período entre 1964 e 2005, obtendo os autores 64 estudos que reuniam aquela condições. Como outras variáveis independentes os estudos reunidos consideram: o tipo de publicação dos estudos analisados (se o estudo foi publicado e onde), se foi publicado numa revista da área da economia ou de sociologia, localização da amostra analisada (América Latina, Ásia, África, países desenvolvidos, países socialistas), tipo de estimador (OLS ou não), tipo de dados (*cross-section* ou em painel) e variáveis sociais e económicas, bem como políticas (como democracia, estabilidade política e outros). Os autores concluíram que a escolaridade reduz o fosso entre a classe de rendimento mais alto e a classe de rendimento mais baixo, mas não aparenta afectar a classe de rendimento médio. O que indica que aparentemente o aumento da escolaridade será uma medida eficaz para a diminuição da desigualdade. Os resultados indicam também que as diferenças regionais influenciam o impacto da escolaridade sobre a desigualdade e sugerem que, para países Africanos e países desenvolvidos, a escolaridade tem um papel maior na diminuição da desigualdade do que para países Asiáticos, onde se sugere o contrário (a escolaridade tem o papel menos importante na diminuição da desigualdade de distribuição de rendimentos). Contudo, da grande maioria da amostra de estudos analisados, para a Ásia, resulta que existe uma relação positiva entre a escolaridade e a desigualdade e não o inverso.

Também outros autores (De Gregorio e Lee, 2002; Ning, 2010) sentiram a necessidade de estabelecer uma distinção entre níveis de escolaridade e respetivo impactos na distribuição do rendimento. A disponibilização da *Barro-Lee Educational Attainment*

Dataset, elaborada por Barro e Lee (1993) permitiu obter dados acerca da escolaridade dividida por níveis, o que veio auxiliar o estudo e diferenciação do impacto por níveis de escolaridade. Assim, a escolaridade pode classificar-se em primária, secundária e terciária. O impacto dos diferentes tipos de escolaridade sobre a desigualdade de rendimento depende do equilíbrio entre efeito de composição *composition* e o efeito de compressão dos salários *wage compression*. O efeito *composition* diz que um aumento da escolaridade terciária tem uma tendência (inicial) para aumentar a desigualdade de rendimento, porque aumenta o tamanho relativo do grupo de indivíduos com um nível de escolaridade mais elevado. Já o efeito *wage compression* propõe que, à medida que aumenta a oferta de trabalhadores com escolaridade terciária e se reduz relativamente a oferta de trabalhadores com escolaridade primária e secundária as diferenças salariais diminuem (Knight e Sabot, 1983 *apud* De Gregorio e Lee, 2002:396). Ou seja, o efeito *composition* poderá ser entendido como a explicação da parte ascendente da relação de U invertido entre o nível de escolaridade e a desigualdade, onde os valores de desigualdade de rendimento aumentam e o efeito *wage compression* será a parte descendente, após o ponto de inflexão da parábola voltada para baixo, onde a desigualdade diminui a partir de um acesso generalizado à escolaridade que aumenta o nível médio da mesma.¹

O estudo elaborado por Rodriguez-Pose e Tselios (2008) para 102 regiões da União Europeia, entre 1996 e 2000, considera uma grande diversidade de variáveis explicativas e métodos de estimação para dados em painel, concluindo que a indústria tem um efeito negativo sob a desigualdade de distribuição do rendimento e ainda que o impacto de curto e longo prazo da escolaridade secundária e terciária na desigualdade é positivo, onde a escolaridade secundária tem a relação mais forte com a desigualdade. Na elaboração deste estudo os autores consideram o índice de Gini como medida de desigualdade e como variáveis explicativas optam pelas seguintes: rendimento *per capita*, níveis de escolaridade, desigualdade de escolaridade, percentagem do número de pesso-

¹ A escolaridade primária concebidos para proporcionar aos alunos habilidades fundamentais em leitura, escrita e matemática (ou seja, alfabetização e aritmética) e estabelecer uma base sólida para aprender e compreender as principais áreas de conhecimento, desenvolvimento pessoal e social, em preparação para o ensino secundário inferior. A escolaridade secundária está projetada como a preparação para o ensino superior ou fornecer habilidades relevantes para o emprego, ou ambos. A educação terciária baseia-se no ensino secundário, proporcionando atividades de aprendizagem em áreas especializadas de educação. Destina-se a aprender com um alto nível de complexidade e especialização. A educação terciária inclui o que é vulgarmente entendido como educação académica, mas também inclui educação profissional ou profissional avançada.

as que trabalham regularmente, percentagem de pessoas desempregadas e inactivas, percentagem de mulheres presentes na actividade económica, valor acrescentado per capita da agricultura, caça, silvicultura e pesca, uma variável para a indústria que representa o valor acrescentado *per capita* de alguns sectores (actividade mineira, manufatura, electricidade, oferta de gás e água e construção), valor acrescentado de serviços, valor acrescentado de comércio por grosso e a retalho, valor acrescentado provenientes de actividades financeiras e valor acrescentado de administração pública e defesa. Utilizam regressões com painel estático e dinâmico e ainda métodos de econometria espacial.

Um estudo mais recente elaborado por Keller (2010) procura averiguar se as políticas de escolaridade conseguem melhorar a distribuição do rendimento. Para isto, a autora reuniu dados em painel para 99 países, entre 1970 e 2000 e utiliza o método de estimação *pooled OLS*. Como variável dependente utiliza o índice de Gini e para variáveis explicativas considera as seguintes: níveis de escolaridade, taxa de ingresso escolar, despesa pública em educação por estudante, entre outros. Como principais conclusões verificou que, a expansão da escolaridade primária (um aumento do número de indivíduos detentores deste nível de escolaridade) poderá diminuir o prémio salarial contido quando se considera a despesa por estudante em escolaridade primária reduz a desigualdade de rendimento, que a despesa pública em escolaridade secundária reduz a desigualdade e que o ingresso em escolaridade terciária provoca um aumento na desigualdade. A autora aponta o facto de quando recursos são insuficientemente distribuídos, produzem ensino de pouca qualidade que não oferece conhecimentos suficientes para aumentar o rendimento e melhorar a sua distribuição.

Face aos diferentes resultados obtidos de acordo com o nível de desenvolvimento dos países e tendo este trabalho por objectivo analisar uma amostra de países emergentes, optou-se também por rever alguns estudos que se debruçaram sobre determinados países emergentes. Assim, Ning (2010) realiza um estudo sobre a possibilidade da expansão da escolaridade melhorar a desigualdade de rendimento na China, com base numa regressão por quantis, onde foram recolhidos dados sobre a escolaridade e rendimento individual correspondentes a 14,399 observações de 9788 adultos (a partir dos 18 anos), entre 1997 e 2006. Como variável dependente utilizou a desigualdade e como variáveis independentes considerou anos de escolaridade, experiência profissional, género, registo familiar, mobilidade laboral e tipo de profissão. Neste estudo, o autor de-

fende que uma escolaridade elevada não é suficiente para garantir um rendimento elevado, embora esteja correlacionada. No que diz respeito aos resultados que obtém, sugerem que o aumento da escolaridade teve o efeito de ampliar o fosso na distribuição de rendimento.

Por outro lado Ferreira *et al.* (2000) analisaram áreas urbanas do Brasil entre 1976 e 1996, a partir de dados em painel e de um modelo que considera como variável dependente a desigualdade, como variáveis explicativas a escolaridade e o seu termo quadrático, a experiência e o seu quadrado, bem como outras características como o género. Este estudo conclui que a escolaridade afeta positivamente o rendimento, aliás que os Brasileiros acima do 15 percentil teriam que adquirir dois anos de escolaridade adicionais (número de anos médios de escolaridade que ainda assim fica aquém do valor de rendimento per capita do país) e diminuir a fertilidade para combater os retornos baixos no mercado de trabalho formal e por conta própria. Como medida considera, de acordo com os resultados obtidos, a aplicação de programas de trabalho direccionados para permitir que o indivíduo da população que não teve acesso a todos os níveis de escolaridade possa auferir um rendimento mais elevado do que aquele a que iria ter acesso sem a estes programas.

Ainda relativamente a estudos que se focam em países específicos, temos Pieters (2009) que, para o período entre 1987 e 2004, analisa 16 estados da Índia, com dados em painel (*pooled*). Utiliza a desigualdade na distribuição da despesa mensal *per capita* das famílias com variável dependente e para variáveis explicativas considera as seguintes: nível de escolaridade do agregado familiar, o número de filhos por agregado familiar, tipo de agregado familiar, religião, estrato social, profissão e principal indústria empregadora. A partir desta análise verifica que, entre 1987 e 1993, a escolaridade diminuiu ligeiramente a desigualdade, enquanto que, entre 1993 e 2004, o aumento da escolaridade promoveu o aumento da desigualdade. Isto deveu-se em parte a alterações em características específicas de cada família no período referido, por exemplo a escolaridade dos membros do agregado familiar ou o tipo de emprego que detém.

Outro estudo que particulariza não um país mas uma região é elaborado por Battistón *et al.* (2014). Realizado a partir de dados em painel (*pooled OLS*) para 18 países da América Latina (entre 1990 e 2009), conclui que o efeito direto do aumento dos anos de escolaridade na região nos anos 90 e 00 é a promoção da desigualdade e é esperado que assim continue para futuros melhoramentos nesta, se estes não forem direccionados

para a população detentora de menor escolaridade. Este estudo foi elaborado a partir de um modelo que considera a desigualdade como variável dependente e como variáveis independentes: nível máximo de escolaridade obtido, número de anos médios de escolaridade obtido e o seu quadrado, a idade e o seu quadrado, género e região (rural/urbana).

Como se pode constatar da análise dos diferentes estudos empíricos revistos (ver Quadro A.1 em anexo, a escolaridade não é o único factor que pode afectar a desigualdade na distribuição do rendimento. Para além da escolaridade, existem alguns factores internacionais e nacionais que contribuem para a desigualdade de distribuição de rendimento. A nível internacional, o que condiciona principalmente a desigualdade é a globalização (devido à integração do comércio), que tem beneficiado de forma desproporcional trabalhadores de indústria transformadora, aumentando a desigualdade de rendimento entre ocupações. Também a integração financeira, consequência da globalização, permite o acesso a financiamento aos mais pobres, mas aumenta do fosso entre cidadãos do mundo, pois apenas uma parcela pequena da população usufrui deste ganho de rendimento. Por fim, o progresso técnico (também uma consequência da globalização) que beneficia desigualmente trabalhadores com elevadas qualificações e habilitações, influenciando a distribuição de rendimentos. Ao nível nacional, as alterações de impostos e transferências do estado também afectam a desigualdade de distribuição de rendimento (Vieira, 2012).

Com base na literatura revista, constata-se que as diferenças regionais influenciam o impacto da escolaridade sobre a desigualdade. Assim, os países desenvolvidos e em desenvolvimento são afectados de formas distintas pelo aumento da escolaridade. A partir do estudo de Abdullah *et al.* entende-se que o impacto da escolaridade sobre a desigualdade, para os países desenvolvidos, é menor na diminuição da desigualdade, embora neste grupo os países Asiáticos sugiram o contrário. Para além disto, a escolaridade em África tem um impacto mais significativo em diminuir a desigualdade do que na Ásia. Nos estudos reunidos de economias emergentes, o aumento da escolaridade tem o efeito de ampliar o fosso na distribuição de rendimento. Isto deve-se ao facto de economias emergentes apresentarem tradicionalmente níveis de escolaridade bastante baixos, o que indica que poderão estar na parte ascendente da relação de U invertido entre a escolaridade e a desigualdade. Por outro lado, ao aumentar o nível de escolaridade tendo em vista a diminuição da desigualdade de distribuição de rendimentos, as consequências obtidas em países com diferentes classificações (desenvolvidos, em de-

envolvimento e emergentes) está dependente de outros factores, tal como o *PIBpc*, o seu nível de globalização ou industrialização.

3. Dados: selecção da amostra e visão geral

Na presente secção, em primeiro lugar explicar-se-á o método de selecção da amostra de países emergentes analisados e as classificações de diferentes instituições utilizadas. De seguida, explica-se a forma como foram reunidos os dados e quais as suas fontes. Por fim, procura-se realizar uma análise descritiva dos dados com o intuito de melhor enquadrar o leitor.

3.1 Selecção da amostra de países emergentes

Para chegarmos à nossa amostra de países considerados emergentes utilizou-se os critérios de quatro instituições internacionais: o Fundo Monetário Internacional (FMI), Morgan Stanley Capital Internacional (MSCI), Financial Times and London Stock Exchange (FTSE) e a classificação do nível de rendimento do Banco Mundial.

Parte-se da análise do FMI, que identifica 152 mercados emergentes e economias em desenvolvimento. Contudo, esta análise é demasiado abrangente e não faz distinção entre os mercados emergentes e as economias em desenvolvimento. Sendo assim, para obter uma amostra representativa de apenas economias emergentes, opta-se pelo critério de selecção da MSCI, uma vez que esta instituição aplica três critérios de classificação de mercados, onde as economias emergentes terão que respeitar pelo menos dois. O primeiro critério é os mercados internos que corresponderem a uma determinada dimensão. O segundo critério é a acessibilidade de mercado, em concreto, uma abertura significativa à posse estrangeira de propriedade, facilidade de entradas / saídas de quantias de capital significativo, boa eficiência da estrutura operacional e testada, cenário competitivo elevado e estabilidade modesta do quadro institucional. A avaliação da FTSE, por sua vez, reforça a análise da MSCI. Todos os países que a FTSE considera como economias emergentes a MSCI, também os classifica como tal. À amostra de economias emergentes obtida a partir da classificação da MSCI, adicionou-se os países que obtiveram a classificação de rendimento médio-alto pelo Banco Mundial, tendo em vista melhorar a amplitude da amostra pretendida.

Desta forma, a amostra do presente estudo obtém-se a partir da reunião das amostras das instituições já referidas tendo-se retirado da amostra os países produtores e exportadores de petróleo (países membros da OPEP), algumas economias que vivencia-

ram regimes comunistas pois não possuem em geral dados anteriores a 1990 e os países que possuem um número inferior a um milhão de habitantes, por se tratarem de economias de pequena dimensão. Assim sendo, a amostra resultante é composta por 24 países, apresentados no Quadro B.1, em anexo: Botswana, Brasil, Chile, China, Colômbia, Costa Rica, Egipto, Hungria, Índia, Indonésia, Jamaica, Jordânia, Malásia, Maurícia, México, Namíbia, Paraguai, Peru, Filipinas, Polónia, África do Sul, Tailândia, Tunísia e Turquia.

3.2 Dados e fontes

Tendo em vista o estudo da correlação entre a escolaridade e a desigualdade, utilizam-se as seguintes variáveis: índice de Gini (como medida de desigualdade na distribuição do rendimento), a variável cujo comportamento queremos explicar, escolaridade total, escolaridade primária, escolaridade secundária, escolaridade terciária, as principais variáveis explicativas, e como variáveis de controlo, o PIB real *per capita*, globalização, consumo público, o regime político (mais democrático ou menos democrático) e o valor acrescentado da indústria (Vieira, 2012:11; Abdullah et al., 2011:22,15; Rodriguez-Pose e Tselios, 2008:18)

Para obter o índice de Gini representativo da desigualdade para os 24 países da amostra calculou-se o valor médio de cada subperíodo de 5 anos, não existindo disponibilidade de dados para todos os países relativos a todos os anos. Estes dados foram obtidos a partir das bases de dados CANA (Castellacci e Natera, 2011) e *World Development Indicators* do Banco Mundial, pois se apenas uma delas fosse utilizada os dados para todos os países relativos ao período desejado (1980 a 2010) seriam mais escassos. No que diz respeito aos dados correspondentes a anos médios de escolaridade total e por níveis (primária, secundária e terciária), a base de dados *Barro-Lee* tem todos os dados necessários para todos os países que constituem a amostra, com uma frequência quinquenal. Ambas as variáveis, dependente e principal variável explicativa, revelam persistência, ou seja alteram-se lentamente ao longo do tempo, pelo que a análise de subperíodos de 5 anos permite captar de forma mais adequada a sua evolução temporal e, em particular, a influência dos fatores determinantes.

3.3 Análise descritiva dos dados

Optou-se por organizar os 24 países da amostra em grupos por localização geográfica, pois é defendido por Rodriguez-Pose e Tselios (2008:18) que terão similaridades subjacentes, tais como: regime político, religião ou estrutura familiar e que estas particularidades regionais podem ter um papel na explicação da desigualdade de distribuição de rendimentos.

Para comparar regiões do mundo a partir de estatísticas descritivas, agrupamos os países da amostra de acordo com a região de que faz parte de acordo com o FMI. Assim, Botswana, África do Sul, Maurícias e Namíbia são designadas parte da África Subsariana. Já o Egito, Jordânia e Tunísia fazem parte do Médio Oriente e Norte de África. O Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Jamaica, México, Paraguai e Peru pertencem à América Latina e Caribe. A Hungria, Polónia e Turquia são Europa. A China, Índia, Indonésia, Malásia, Filipinas e Tailândia pertencem à Ásia.

A partir do quadro 7, em anexo, pode-se observar as estatísticas descritivas do índice de Gini relativo aos 24 países que constituem a amostra, para o período de 1980 a 2010, agrupados de acordo com a região geográfica a que pertencem. Verifica-se que o valor médio do índice de Gini para a totalidade da amostra em estudo é de 45 e o desvio-padrão de 10,85. O valor médio mais pequeno é de 24,29 e pertence à Hungria (subgrupo da amostra: Europa). O valor médio mais elevado pertence à Namíbia (África subsariana) e tem o valor de 66,20.

Os quadros 8.1 e 8.2, em anexo, contém as estatísticas descritivas relativas ao nível de escolaridade da amostra no seu total, bem como para cada subgrupo regional. A escolaridade primária, na totalidade da amostra para o período global (entre 1980 e 2010), tem um valor médio de 4,53 anos, a escolaridade secundária 2 anos e a escolaridade terciária não chega a um ano de escolaridade. No que diz respeito ao mínimo de anos de escolaridade de acordo com os três níveis, para os grupos de países em questão, verifica-se que a média mínima de escolaridade primária e secundária pertencem à Ásia com 2,48 e 1,23 anos médios (Índia e Indonésia, respectivamente), e o mínimo de escolaridade terciária é da Namíbia (África subsariana) com 0,06. Quanto à média máxima de anos de escolaridade, na escolaridade primária, é de 7,62 anos (Hungria - Europa). A escolaridade secundária tem um de 3,17 anos médios (Malásia - Ásia) e na escolaridade terciária o máximo toma o valor de 0,69 e pertence ao Peru - América Latina e Caribe.

Note-se que o subgrupo mais desigual, em média, de acordo com o índice de Gi-

ni, é a África subsariana, no entanto, a média do nível de escolaridade primária e secundária dos países que fazem parte deste subgrupo, está acima da média da amostra. Contudo a média de escolaridade total deste subgrupo tem o valor de 6 anos, o que também corresponde à média de escolaridade total, da amostra de países em estudo. Por outro lado, a Ásia possui o mínimo de escolaridade total deste subgrupo tem o valor de 3,7 anos médios, o que também corresponde o mínimo global da amostra de países em estudo e apresenta um índice de Gini elevado, mas abaixo da média da amostra. A média do nível de escolaridade primária, face aos restantes, é de facto elevada na Europa, temem é nesta localização geográfica que a média dos índices de Gini dos seus países constituintes é menor, comparativamente aos restantes subgrupos.

Por fim, observa-se que o coeficiente de correlação linear entre o índice de Gini e as medidas de escolaridade para a totalidade da amostra apresentam comportamentos variados. O coeficiente de correlação linear entre o índice de Gini e a escolaridade total é de -4,63%, ou seja, face ao sinal negativo, quando a escolaridade total da amostra aumenta o índice de Gini, a desigualdade diminui. Relativamente à correlação linear do índice de Gini e o nível de escolaridade primária, toma o valor de -12,80%, o que indica que o efeito da escolaridade primária no índice de Gini é também negativo, à medida que a escolaridade primária se alarga a uma maior fatia da população a desigualdade de distribuição de rendimentos diminui. Contudo, constata-se que a correlação linear do índice de Gini e o nível de escolaridade secundária (6,29%), bem como a correlação linear do índice de Gini e o nível de escolaridade terciária (9,59%), têm um sinal positivo, logo a escolaridade secundária e a escolaridade terciária têm um efeito positivo sobre o índice de desigualdade em questão. Ou seja, à medida que estes dois níveis de escolaridade aumentam a desigualdade de distribuição de rendimentos também aumenta. Contudo, convém evidenciar que como é uma análise bivariada, este coeficiente poderá estar a captar outras causas para a desigualdade, refletidas via escolaridade, logo os efeitos esperados são meramente indicativos. O coeficiente de correlação também não permite captar relações não lineares. Para mais detalhes consultar o quadro 10 em anexo.

4. Modelo empírico, metodologia e discussão de resultados

Na presente secção, será apresentado e explicado o modelo empírico, a metodologia de estimação adoptada e a respectiva análise dos resultados obtidos.

4.1 Modelo Empírico

Para estimar a existência de correlação entre a escolaridade e a desigualdade na distribuição do rendimento em países emergentes, utilizou-se a nossa amostra de 24 países no período entre 1980 e 2010. Assim, além das principais variáveis apresentadas na secção anterior, acrescentou-se variáveis explicativas devido à sua importância na explicação da desigualdade de distribuição de rendimento. Para alguns períodos e países para o índice de Gini, não há dados disponíveis, logo o painel não é equilibrado.

O modelo empírico estimado é semelhante ao de De Gregorio e Lee (2002), utilizando-se as médias para subperíodos de 5 anos das variáveis, com vista a observar o comportamento das mesmas ao longo do tempo e entre países e é dado pela equação (1):

$$\begin{aligned} gini_t^e = & +b_1 Edu_{t-1} + b_2 Edu_{t-1}^2 + b_3 \log GDPpc_{t-1} + b_4 \log GDPpc_{t-1}^2 \\ & + b_5 glob_t + b_6 GC_{t-1} + b_7 dem_{t-1} + b_8 valacresc_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

Na equação (1) apresentada, a variável dependente do modelo, $gini_t$, corresponde ao índice de Gini, medida de desigualdade na distribuição do rendimento, calculada como a média aritmética para subperíodos de 5 anos. As variáveis explicativas do modelo são: Edu_{t-1} que representa a escolaridade inicial (para cada subperíodo de 5 anos) total ou para cada um dos três níveis de escolaridade (primária, secundária e terciária). Em qualquer um dos casos a variável está medida nos anos médios de escolaridade que a população a partir dos 15 anos frequentou (total ou por nível), considera-se o valor inicial para melhor captar o efeito da escolaridade na desigualdade devido ao tempo que demora, por exemplo, a ingressar no mercado de trabalho, bem como a evitar problemas com a potencial endogeneidade entre esta variável e a variável dependente, uma vez que o nível de desigualdade pode influenciar o nível de escolaridade da população ao impedir por exemplo as camadas mais pobres do acesso à mesma. Um sinal negativo sobre o índice de Gini apenas é esperado na formulação linear. Edu_{t-1}^2 a escolaridade ao quadrado foi incluída no modelo para captar uma eventual relação de U invertido entre o índice de Gini e a escolaridade, obtida a partir dos coeficientes Edu_{t-1} e de Edu_{t-1}^2 . $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro do modelo e as restantes variáveis explicativas presentes na equação (1) são consideradas variáveis de controlo. $\log GDPpc_{t-1}$ (e o seu quadrado), designa o logaritmo natural do PIB *per capita* real; $glob_t$ corresponde ao índice de globalização KOF; GC_{t-1} representa o consumo público medido em percentagem do PIB que é a variável utilizada como *proxy* da despesa social do estado, obtida através *Penn World Ta-*

ble 8.0 que apresenta disponibilidade dados para a amostra em questão; dem_{t-1} é o nível de democracia, cuja escala vai de -10 (autocrático/ditadura) até +10 (mais democrático), *proxy* relativa ao regime político do país; e por fim $valacresc_t$, designa o valor acrescentado da indústria - que inclui a indústria transformadora, a construção e as *utilities* - que está expresso em percentagem do PIB e cuja fonte é o Banco Mundial. Para mais detalhes ver o quadro 11 em anexo.

As variáveis de controlo foram selecionadas tendo em conta a sua importância na explicação do comportamento da medida de desigualdade em estudo, índice de Gini, referidos na literatura revista (Vieira, 2012; De Gregório e Lee, 2002; Rodriguez-Pose e Tselios, 2008; Petcu, 2014). Do PIB *per capita* com a variável dependente, espera-se uma relação em U invertido que apoie a hipótese de Kuznets (1955). Este autor prevê que, à medida que um país ou região se torna mais industrializada (capaz de aumentar o seu produto) vai empregar mais operários nesta indústria, que têm acesso a salários mais elevados do que na agricultura, porque aquele setor é mais produtivo. Assim, inicialmente quando os trabalhadores na indústria ainda são um conjunto relativamente pequeno da população, a desigualdade na distribuição do rendimento irá aumentar pois a distância de rendimento entre um grande número de indivíduos a receber um salário baixo e um pequeno grupo de indivíduos a receberem um salário elevado será grande. Contudo, à medida que o grupo de trabalhadores industriais cresce (e conseqüentemente o grupo de trabalhadores agrícolas diminui) esta distância entre os dois grupos diminui, para além disto à medida que o número de indivíduos que recebem um salário industrial aumenta este rendimento sofre uma diminuição relativa. Assim, inicialmente o aumento do *PIBpc* vai contribuir para um aumento da desigualdade na distribuição do rendimento, mas após alcançar um determinado ponto de inflexão o aumento do produto irá promover a diminuição da desigualdade.

Os dados da globalização foram obtidos a partir da base de dados KOF. O índice KOF utiliza três dimensões índices distintos para calcular a percentagem de globalização. As três dimensões são: globalização económica (caracterizado como os fluxos de longa distância de bens, capital e serviços, bem como informações e percepções que acompanham as trocas de mercado), globalização política (identificada pela difusão das políticas governamentais) e globalização social (consiste na difusão de ideias, informações, imagens e pessoas). Segundo Vieira (2012), à medida que a globalização aumenta a desigualdade na distribuição do rendimento também aumenta, tem um efeito positivo

sobre o índice de Gini. Da globalização, sublinha-se a integração financeira e o progresso técnico, que beneficiam apenas grupos pequenos de indivíduos ou privilegiam determinadas indústrias face a outras, criando um fosso de desigualdade de rendimento entre elas.

A variável utilizada como *proxy* da despesa social do estado, é o consumo público. O sinal e efeito esperado de b_6 é negativo, pois quando a despesa social do estado cresce espera-se que a desigualdade diminua, devido a transferências do estado para as famílias e a investimentos na escolaridade e saúde (De Gregório e Lee, 2002: 411).

Como *proxy* do regime político dos países em análise, optou-se por utilizar um indicador de democracia. Os dados relativos a esta variável foram retirados da base de dados CANA 2011. A unidade de medida desta variável é de +10 (democrático) até -10 (autocrático), onde a democracia é a participação política completa e competitiva, recrutamento executivo é feito por via de eleições e as limitações ao poder governamental são substanciais. Já a autocracia restringe ou evita a participação política. Acredita-se (Rodriguez-Pose e Tselios, 2008: 18; Petcu, 2014: 11) que um país mais democrático promove uma sociedade mais igualitária, ou seja, a desigualdade de distribuição de rendimentos será menor - espera-se um efeito negativo da democracia no índice de Gini.

Para *proxy* da especialização produtiva, utilizou-se no modelo o valor acrescentado da indústria, tendo em vista o que Kuznets (1955) prevê relativamente à relação entre o rendimento e a desigualdade. Kuznets (1955) explica que à medida que a especialização produtiva aumenta, devido aos rendimentos mais elevados aplicados na indústria comparativamente à agricultura, o nível de desigualdade irá diminuir. Pois se por um lado, o número de indivíduos na indústria aumenta, logo este nível de rendimento mais elevado torna-se generalizado; por outro lado, os rendimentos mais elevados na indústria promovem o aumento dos rendimentos na agricultura. Assim, espera-se um sinal negativo da especialização produtiva sobre a desigualdade. Contudo esta variável difere do *PIBpc*, pois este capta outras influências provenientes de por exemplo a urbanização.

Relativamente aos quadros entre 1 e 4, que contêm os resultados das estimações, importa referir que as variáveis de controlo l_gdppc_{t-1} , gov_cons_{t-1} e dem_{t-1} correspondem aos valores iniciais para cada subperíodo de forma a captar o seu efeito sobre a desigualdade mas que pode demorar algum tempo a fazer-se sentir. Ou seja, um valor mais elevado do *PIBpc* no início do subperíodo terá um impacto na desigualdade apenas

no subperíodo seguinte, assim como um aumento na despesa social do estado em subsídios ou transferências para as famílias se irá sentir o efeito no subperíodo seguinte. Com a democracia de um país acontece algo similar, se um país num regime autocrático tiver a oportunidade de alterar o regime o mais natural é que a população opte por uma possibilidade de melhoria de condições sociais, contudo após a alteração de regime a implementação das novas políticas demora, logo sentir-se-á o efeito de decisões tomadas no início de um subperíodo apenas a partir do subperíodo. Contudo a globalização ($glob_t$) e do valor acrescentado da indústria ($valacresc_ind_t$) correspondem a valores médios para cada subperíodo pois espera-se que o efeito e uma variação destas variáveis sobre a desigualdade se faça sentir no próprio período.

4.2 Metodologia aplicada e principais resultados

O *software* econométrico utilizado para proceder às estimações foi o Gretl 1.9.9. A partir do modelo em estudo testam-se diferentes hipóteses de métodos de estimação para painel estático: *Pooled OLS*, efeitos fixos (FE) e efeitos aleatórios (RE). Para a estimação de um modelo em painel estático existem três hipóteses de métodos de estimação: *pooled OLS*, efeitos fixos ou efeitos aleatórios. Assim, realizaram-se os testes necessários para averiguar qual o método de estimação mais adequado para o modelo em estudo. O método *pooled OLS* desconsidera a heterogeneidade eventual existente nos dados. O modelo de efeitos fixos aceita a heterogeneidade nos dados da amostra, procura gerir os efeitos das variáveis omitidas (características particulares dos países) que variam de um país para o outro e são constantes ao longo do tempo, estes efeitos são captados na parte constante que se altera de país para país. No método de efeitos aleatórios, estas características específicas de cada país são consideradas, tal como no método anterior, mas não são constantes ao longo do tempo (são aleatórias, amostras aleatórias de uma população maior de indivíduos), ou seja, a heterogeneidade dos países é tido em conta no termo de erro. Assim para optar pelo método de estimação mais adequado foi necessário recorrer a três testes estatísticos: teste-F; teste *Hausman* e teste *Breusch-Pagan*.

O primeiro teste realizado foi o teste-F para decidir entre o método *pooled OLS* e o método de efeitos fixos (EF):

$$F_{stat} = \frac{[R_{ef}^2 - R_{pool}^2 / N - 1]}{(1 - R_{ef}^2 / NT - N - K)} \sim F(N - 1, NT - N - K) \quad (2)$$

Onde as hipóteses testadas são as seguintes:

$$H_0: a_1 = a_2 = a_3$$

$$H_A: a_1 \neq a_2 \neq a_3$$

e R_{ef}^2 e R_{pool}^2 são, respectivamente, o coeficiente de determinação da estimação do método de efeitos fixos e o coeficiente de determinação da estimação do método *pooled* OLS. Pela hipótese nula admite-se homogeneidade na constante e o método *pooled* OLS seria o mais adequado. Com a hipótese alternativa aceita-se heterogeneidade na constante, logo admite-se a existência de efeitos fixos e este método será o mais adequado.

De seguida aplicou-se o teste *Breusch-Pagan* que é um teste estatístico LM e permite escolher entre o método *pool* OLS e o método de efeitos aleatórios. Este teste caracteriza-se da seguinte forma:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{t=1}^N \hat{w}_{it}^2}{\sum_{t=1}^N \sum_{i=1}^N \hat{w}_{it}^2} \right] \sim \chi_1^2 \quad (3)$$

Testa duas hipóteses, onde a hipótese nula reconhece que o modelo tem a parte constante homogénea (método *pooled* OLS) e a hipótese alternativa considera a heterogeneidade entre os países, mas não constante ao longo do tempo, o que faz com que o método dos efeitos aleatórios seja o mais adequado.

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

$$H_A: \sigma^2 > 0$$

Por fim, resta expor o teste de Hausman que possibilita optar entre o método de efeitos fixos e o método de efeitos aleatórios. Testa duas hipóteses, onde se a hipótese nula for aceite, o melhor método de estimação a utilizar é o método de efeitos fixos. Por outro lado, se a hipótese nula for rejeitada conclui-se que o método de efeitos aleatórios é o mais adequado. Este teste caracteriza-se da seguinte forma:

$$H = (\hat{b}_{fe} - \hat{b}_{re})' [Var(\hat{b}_{fe}) - Var(\hat{b}_{re})]^{-1} (\hat{b}_{fe} - \hat{b}_{re}) \sim \chi_k^2 \quad (4)$$

e contempla as, já explicadas, hipóteses:

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

$$H_A: cov(a_i, X_{it}) \neq 0 .$$

No anexo C estão incluídos os quadros entre C.4 e C.7 que apresentam os resultados das estimações relativas à análise dos efeitos da escolaridade sobre o índice de Gini. Optou-se por distribuir os resultados das estimações por quadros distintos consoante a utilização da variável relativa à escolaridade, total ou referentes a um determina-

do nível de escolaridade, primária secundária e terciária. Paralelamente colocou-se, no que se segue, quadros sumário (quadros 1 a 4) que expõem apenas os resultados relativos ao método dos efeitos fixos, onde nas colunas I apresentam-se os resultados das estimações dos modelos lineares e nas colunas II constam os resultados relativos à estimações dos modelos quadráticos.

Assim, no quadro 1 expõe-se os resultados da estimação do modelo linear e quadrático considerando a escolaridade total (*total_educ*) como variável explicativa. Nos quadros entre 2 e 4 as variáveis relativas aos níveis de escolaridade (primário, secundário e terciário) substituem a escolaridade total como variáveis explicativas. Para além disto, em cada um destes quadros presentes no anexo C, estão contemplados dois sub-grupos, com os três métodos de estimação possíveis para dados em painel: a) no primeiro grupo (primeira, segunda e terceira coluna) a variável relativa ao quadrado da escolaridade total não é considerada como variável explicativa. b) no segundo grupo (quarta, quinta e sexta coluna) a variável relativa ao quadrado da escolaridade total é adicionada à estimação.

Em primeiro lugar, a partir dos valores do *p-value* dos testes diagnósticos de painel apresentados nas linhas finais indicativas dos resultados dos testes F, teste Breusch-Pagan e teste de Hausman é possível averiguar qual o método de estimação mais apropriado. De acordo com o teste F, em ambas as colunas II e V do quadro C.4 em anexo, obteve-se um *p-value* menor que 5%, logo rejeita-se a hipótese nula e pode-se apurar que o método de efeitos fixos é preferível ao método *pooled OLS*. Verificou-se que a constante não é homogénea. Consoante o teste Breusch-Pagan, visto que o *p-value* na terceira e sexta coluna é inferior que 5%, rejeita-se a hipótese nula. Isto significa que o método de efeitos aleatórios é mais adequado que o método *pooled OLS*. A partir do teste de Hausman, opta-se entre o método de efeitos fixos e o método de efeitos aleatórios. Uma vez que o *p-value* deste teste de diagnóstico (coluna três e seis) é menor que 5%, rejeita-se a hipótese nula, logo o método de efeitos fixos é mais adequado do que o método de efeitos aleatórios. Em suma, a partir destes três testes de diagnóstico de painel conclui-se que o método de efeitos fixos é o método mais adequado para o modelo em estudo. Estes resultados mantêm-se nos quadros C.5 a C.7 atendendo às diferentes variáveis de educação consideradas.

Importa reflectir acerca das razões pelas quais os métodos *pooled OLS* e efeitos aleatórios não são apropriados para os dados e modelo em análise neste trabalho. Por

um lado, utilizar o método *pooled OLS* seria equivalente a ignorar características individuais dos países da amostra não observáveis que afectam a desigualdade de distribuição de rendimentos do mesmo, ou seja, o modelo não estaria bem especificado. Por outro lado, o método de efeitos aleatórios iria ter em conta estas especificidades nacionais (ou até mesmo regionais), contudo seriam encarados como variáveis ao longo do tempo. Com o método de efeitos fixos é possível considerar a idiosincrasia de cada país como fixa no tempo, dado que estão geralmente associadas a características religiosas, culturais, entre outras. No que se segue, a partir dos quadros de resultados, será realizada uma análise dos resultados relativos às variáveis de controlo em primeiro lugar, deixando a análise da relação entre a escolaridade e o índice de Gini para o final.

No quadro 1, que contém os resultados obtidos com a aplicação do método de efeitos fixos, nas colunas I e II as variáveis de controlo $glob_t$, gov_cons_{t-1} , dem_{t-1} e $valacresc_ind_t$ não têm significância estatística e nem todos sinais correspondem aos esperados. No que respeita à relação de l_gdppc_{t-1} e $l_gdppc^2_{t-1}$ relativamente ao índice de Gini esperava-se uma relação de parábola invertida e os resultados apoiam esta hipótese. Esta relação existe se a variável da do $PIBpc$ e o seu quadrado forem ambos estatisticamente significativas e se o sinal do termo do coeficiente quadrático for inferior a zero. Neste caso, a partir das colunas I e II do quadro 1, constata-se que existe uma relação de U invertido para o $PIBpc$ relativamente ao índice de Gini. Ou seja, à medida que o produto no país médio da amostra aumenta, numa primeira fase vai aumentar a desigualdade de distribuição de rendimentos, mas a partir de um determinado nível de produto vai promover a diminuição de desigualdade, que é precisamente o que prevê Kuznets (1955). Relativamente à escolaridade, na coluna I verifica-se que o seu coeficiente não apresenta significância estatística, logo não contribui para a explicação da desigualdade. Na coluna II, adiciona-se como variável explicativa $total_educ^2_t$, com o intuito de captar uma relação de parábola invertida entre a escolaridade e o índice de Gini. Os coeficientes das variáveis da escolaridade total têm significância estatística e o coeficiente do termo quadrático da escolaridade é superior a zero. Logo, a relação da escolaridade com o índice de Gini obtida é em U, o que não corresponde ao resultado esperado. Isto sugere que, o aumento de número médio de anos de escolaridade total diminui a desigualdade numa fase inicial e depois de um determinado nível de escolaridade aumenta a desigualdade. Este resultado pode ser explicado pelo facto da indústria, progresso técnico ou procura de mão-de-obra qualificada nos países com economias emer-

gentes não acompanharem a evolução da oferta de trabalhadores detentores de um número de anos médios de escolaridade total mais elevados. Ou seja, se o aumento de escolaridade for demasiado rápido e o resto dos sectores do país não acompanham o crescimento e não têm capacidade de empregar os indivíduos com um nível de escolaridade mais elevado pela escassez de desenvolvimento, conseqüentemente poderá haver “fuga de cérebros” ou executarem actividades com salários menos elevados. Shimeles (2016:4) refere que o crescimento em países africanos não foi acompanhado por um aumento de oportunidades de emprego durante este período, principalmente porque não ocorreram melhorias na produção e na oferta de emprego. Assim, as empresas nestes países não têm aglomerado uma procura suficientemente significativa para empregar trabalhadores com um número de anos de escolaridade total maior - o que leva a níveis salariais inferiores embora detenham mais anos de escolaridade. Contudo depois de atingido o nível de escolaridade já explicado, os indivíduos detentores de mais anos de escolaridade vão ver o seu rendimento aumentar distanciando-se do grupo de trabalhadores com menos anos de escolaridade, aumentando a desigualdade. Devido ao facto dos critérios de informação (AIC, BIC e HG) serem menores no modelo quadrático, coluna II, comparativamente ao modelo linear, este será o melhor modelo para explicar a relação da escolaridade total e da desigualdade.

Quadro 1: Resumo dos resultados da estimação com efeitos fixos do modelo empírico com a escolaridade total, 24 países, 1980-2010

Variáveis explicativas	Variável dependente: <i>gini</i>	
	I	II
constante	-167,87** (-2,3)	-337,85*** (-2,77)
total_educ _{t-1}	0,45 (0,68)	-4,89*** (-2,46)
total_educ ² _{t-1}	-	0,43*** (3,29)
l_gdppc _{t-1}	49,35*** (2,9)	92,55*** (3,26)
l_gdppc ² _{t-1}	-2,88*** (-2,88)	-5,37*** (-3,32)
glob _t	0,06 (0,85)	0,03 (0,24)
gov_cons _{t-1}	7,79 (1,11)	11,71* (2,03)
dem _{t-1}	-0,07 (-0,65)	-0,01 (-0,08)
valacresc_ind _t	-0,12 (-1,47)	-0,14* (-1,68)
LSDV R ²	0,92	0,93

R^2 dentro	0,16	0,27
AIC	679,21	665,21
BIC	766,64	755,46
HQ	714,73	701,88
Observações	124	124
Teste F (p-value)	$2,35 e^{-30}$	$1,85 e^{-32}$

Nota: Modelo estático de efeitos fixos em todas as colunas do quadro anterior. Na coluna I o quadrado da variável da escolaridade não é considerado como variável explicativa. Na coluna II o quadrado da variável da escolaridade é considerado como variável explicativa. Os valores entre os parêntesis correspondem à estatística t. ***, **, * indicam a significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com recurso ao Gretl.

Ainda relativamente à relação em forma de parábola importa averiguar qual o ponto de inflexão da mesma. Para o efeito elaborou-se o quadro 1.1 e verificou-se que o ponto de inflexão corresponde aos 5,69 anos médios de escolaridade total, ponto onde o país médio da amostra irá atingir o valor mínimo de desigualdade na distribuição do rendimento, em função da escolaridade total, e a partir do qual mais escolaridade irá promover o aumento da desigualdade. De acordo com os 5,69 anos obtidos todas as regiões geográficas analisadas estarão, em média, na parte ascendente da curva (ver quadros B.3 e B.4 em anexo), o que também acontece para os valores médios de escolaridade total no ano de 2010. Isto significa que novos aumentos da escolaridade irão aumentar a desigualdade. Bhagwati (1973) *apud* Keller (2010:51) explica porque nalguns casos o aumento dos anos médios de escolaridade pode promover a desigualdade de distribuição de rendimentos (em países em desenvolvimento). Por exemplo, se os empregos não se alterarem, os detentores de mais escolaridade poderão receber empregos com um rendimento mais baixo. Isto pode promover uma diminuição do rendimento dos indivíduos com um número médio de escolaridade maior, o que aumenta o fosso entre rendimentos de indivíduos com mais e menos escolaridade. Ainda no quadro 1.1, calculou-se também o ponto de inflexão da relação de U invertido do *PIBpc* com a desigualdade e obteve-se o valor de 5526,55 USD. Face a este valor as seguintes regiões situam-se na parte ascendente da curva: África Subsariana, América Latina e Caribe e Europa. Na parte descendente da curva localizam-se a região do Médio Oriente e Norte de África, bem como a região da Ásia (ver quadro B.5 em anexo). Para o ano de 2010, as médias para as regiões da África subsariana, Médio Oriente e Norte de África, América

Latina e Caribe, Europa e Ásia são os seguintes: 11929,50 USD; 9694 USD; 11758,38 USD; 19871,67 USD e 9922,67 USD, respectivamente. O que significa que todas as regiões estarão na parte descendente do U invertido, logo o aumento do *PIBpc* levará à diminuição da desigualdade.

Quadro 1.1: Cálculo do ponto de inflexão da relação em U entre o índice de Gini e a escolaridade total, bem como do índice de Gini e do *PIBpc*, 24 países, 1980-2010

Variáveis relativas à escolaridade	Coefficientes estimados das variáveis	Ponto de inflexão: $d^2\text{Gini}/d\text{Edu}^2=0 \Leftrightarrow$
total_educ _{t-1}	-4,89 (=b)	5,69 anos
total_educ ² _{t-1}	0,43 (=a)	
Variáveis relativas ao PIB	Coefficientes estimados das respectivas variáveis	Ponto de inflexão: $d^2\text{Gini}/d\text{l_PIB}^2=0 \Leftrightarrow$ l_PIB= -b/2a
l_gdppc _{t-1}	92,55(=b)	5526,55 USD
l_gdppc ² _{t-1}	-5,37(=a)	8,61

Fonte: Elaboração própria a partir do respectivo quadro resumo de resultados.

Similarmente ao que foi elaborado no quadro 1, o quadro 2 também está subdividido em dois subgrupos cuja composição já foi explicada anteriormente, apenas se substitui a escolaridade total pelo nível de escolaridade primária como variável explicativa. A partir das colunas I e II deste quadro, constata-se que os resultados obtidos para as variáveis explicativas escolaridade e *PIBpc* são equivalentes aos resultados do quadro anterior para estas variáveis, ou seja, em U no primeiro caso e em U invertido no segundo caso. Relativamente à variável relativa ao peso da indústria, tal como no quadro 1, espera-se o mesmo impacto negativo e o seu coeficiente também está de acordo com esta teoria, bem como se esperava um efeito positivo da globalização e o coeficiente que se obtém para esta variável comprova (coluna I). Quando se adiciona o quadrado do nível de escolaridade primária (coluna II) as variáveis explicativas, apenas as variáveis relacionadas com a escolaridade primária e com o *PIBpc* apresentam significância estatística. O *PIBpc* e o seu quadrado apresentam significância estatística ao nível de 1%, além de que indicam uma relação de U invertido devido ao coeficiente do termo quadrático ser inferior a zero. As variáveis alusivas ao nível de escolaridade em questão exibem significância estatística, com o sinal dos seus coeficientes a indicar novamente uma relação de U (não invertido), o que não corresponde ao resultado esperado. Como o U é não invertido, entende-se que numa primeira fase o aumento da escolaridade diminui a

desigualdade até um determinado número de anos médios de escolaridade primária que promove o aumento da desigualdade. Isto sugere que o nível médio de escolaridade primária é baixo e que o país médio no curto prazo necessita de indivíduos detentores de escolaridade primária mas que depois de atingido o ponto de inflexão (o mínimo de desigualdade) da parábola que reflecte esta relação, a generalização de indivíduos com a escolaridade primária seria promotor da desigualdade. Pois, à semelhança do que acontece para a escolaridade total, quando o crescimento não é acompanhado por melhorias no processo de produção e na oferta laboral, a mão-de-obra com escolaridade primária não consegue, na sua totalidade, ingressar no mercado de trabalho, levando a que indivíduos mais detentores deste nível de escolaridade recebam um rendimento menor. Relativamente a qual será o modelo mais adequado consoante os critérios de informação, opta-se novamente pela relação não linear, pois apresenta critérios de informação inferiores.

Quadro 2: Resumo dos resultados da estimação com efeitos fixos do modelo empírico com o nível de escolaridade primária, 24 países, 1980-2010

Variáveis explicativas	Variável dependente: <i>gini</i>	
	I	II
constante	-168,45** (-2,31)	-300,87*** (-3,96)
pri_educ _{t-1}	-0,6 (-0,53)	-12,10*** (-3,87)
pri_educ ² _{t-1}	-	1,49*** (3,91)
l_gdppc _{t-1}	49,77*** (2,91)	85,04*** (4,65)
l_gdppc ² _{t-1}	-2,87*** (-2,87)	-4,89*** (-4,59)
glob _t	0,12* (1,7)	0,07 (1,12)
gov_cons _{t-1}	6,45 (0,93)	7,59 (1,18)
dem _{t-1}	-0,03 (-0,29)	0,01 (0,09)
valacresc_ind _t	-0,15* (-1,82)	-0,10 (-1,44)
LSDV R ²	0,92	0,93
R ² dentro	0,16	0,28
AIC	679,46	662,44
BIC	766,88	752,69
HQ	714,97	699,1
Observações	124	124
Teste F (p-value)	5,14 e ⁻³⁰	3,80 e ⁻³²

Nota: Modelo estático de efeitos fixos em todas as colunas do quadro anterior. Na coluna I o quadrado da variável da escolaridade não é considerado como variável explicativa. Na coluna II o quadrado da variável da escolaridade é considerado como variável explicativa. Os valores entre os parênteses correspondem à estatística t. ***, **, * assinalam a significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com recurso ao Gretl.

No que diz respeito à relação de parábola entre a escolaridade primária e a desigualdade, bem como do índice de Gini e do *PIBpc*, importa averiguar qual o ponto de inflexão das mesmas, para isso elaborou se quadro 2.1 e constatou-se que o ponto de inflexão da primeira relação corresponde aos 4,06 anos médios de escolaridade. Onde, se irá atingir o valor mínimo de desigualdade de distribuição de rendimento e depois irá promover o aumento da desigualdade. O valor do ponto de inflexão calculado (ver quadro 2.1), indica que, das regiões estudadas, a Ásia e o Médio Oriente e Norte de África estarão na parte descendente da relação em U, contudo as restantes regiões localizam-se na parte ascendente da curva. Embora a África subsariana (4,72 anos) e América Latina e Caribe (4,59 anos) têm valores de escolaridade primária muito próximos do ponto de inflexão calculado (ver quadro B.3 e B.4 em anexo). Apenas a Europa se distancia da média da amostra. Note que esta relação contribui para a relação similar que se obtém para a escolaridade total. Relativamente ao ano de 2010, todas as regiões presentes na amostra situam-se na parte ascendente da curva - África subsariana: 8,57 anos; Médio Oriente e Norte de África: 8,07 anos; América Latina e Caribe: 8.71 anos; Europa: 10,07 anos e Ásia:8,11 (ver quadros B.3 e B.4 em anexo). Quanto ao ponto de inflexão da relação de parábola entre o índice de Gini e do *PIBpc*, obteve-se o valor de 5974,74 dólares. Neste caso, quando o valor de produto atinge o ponto de inflexão e o crescimento de produto vai para além deste valor promove-se a diminuição da desigualdade de distribuição de rendimentos. Assim, a África Subsariana, a América Latina e Caribe e a Europa situam-se na parte descendente da curva, onde o aumento do *PIBpc* leva a diminuição da desigualdade (ver quadro B.5 em anexo). Enquanto que, o Médio Oriente e Norte de África e a Ásia ainda se situam na parte ascendente da curva, para a qual o aumento do produto promove o aumento da desigualdade. Para o ano de 2010, em particular, todas as regiões em estudos localizam-se na parte descendente da curva.

Quadro 2.1: Cálculo do ponto de inflexão da relação em U entre o índice de Gini e o nível de escolaridade de primária, bem como do índice de Gini e do *PIBpc*, 24 países, 1980-2010

Variáveis relativas à escolaridade	Coefficientes estimados das respectivas variáveis	Ponto de inflexão: $d^2\text{Gini}/d\text{Edu}^2=0 \Leftrightarrow \text{Edu} = -b/2a$
pri_educ _{t-1}	-12,10(=b)	4,06 anos
pri_educ ² _{t-1}	1,49(=a)	

Variáveis relativas ao PIB	Coefficientes estimados das respectivas variáveis	Ponto de inflexão: $d^2\text{Gini}/d\text{l_PIB}^2=0 \Leftrightarrow \text{l_PIB} = -b/2a$
l_gdppc _{t-1}	85,04(=b)	5974,74 USD
l_gdppc ² _{t-1}	-4,89(=a)	8,695

Fonte: Elaboração própria a partir do respectivo quadro de resultados.

Com o quadro 3, também subdividido da mesma forma que os anteriores, reuniu-se igualmente as estimações relativas ao método adequado no quadro C.6 em anexo C, mas agora o nível de escolaridade analisado é o nível secundário. Verifica-se que as variáveis de controlo com significância estatística não se alteram significativamente face aos resultados dos quadros anteriores. Na coluna I onde a estimação é elaborada considerando apenas a variável alusiva ao nível de escolaridade (relação linear), sem ter em conta o seu quadrado como variável explicativa, as variáveis que apresentam significância estatística são o logaritmo natural do *PIBpc* em t-1 e o seu quadrado (ao nível de 1%), bem como o nível de escolaridade secundária (ao nível de 10%). O impacto verificado desta primeira variável na desigualdade é coincidente com as tabelas anteriores, contudo estes resultados para a escolaridade secundária apresentam significância estatística e o seu coeficiente é positivo. Isto significa que o aumento deste nível de escolaridade tem um efeito positivo na desigualdade. Tendo em conta que os critérios de informação são inferiores na coluna I entende-se que a relação linear é a mais adequada. Uma vez adicionado o termo quadrático de *sec_educ_{t-1}* os resultados da estimação alteram-se, pois os coeficientes relativos à escolaridade perdem a significância estatística. Enquanto que o comportamento das restantes permanece idêntico ao da coluna I, tirando o valor acrescentado da indústria que agora apresenta uma significância ao nível de 10%. Assim, entende-se que o nível de escolaridade secundária, em economias emer-

gentes tem um impacto positivo na desigualdade, ou seja, como referido por outros estudos (Rodríguez-Pose e Tselios, 2008), um aumento da escolaridade secundária promove um aumento da desigualdade.

Quadro 3: Resultados da estimação com efeitos fixos do modelo empírico com o nível de escolaridade secundária, 24 países, 1980-2010

Variáveis explicativas	Variável dependente: <i>gini</i>	
	I	II
constante	-178,95** (-2,47)	-225,14*** (-2,68)
sec_educ _{t-1}	2,09* (1,68)	-0,98 (-0,32)
sec_educ ² _{t-1}	-	0,66 (1,08)
l_gdppc _{t-1}	52,41*** (3,09)	63,86*** (3,2)
l_gdppc ² _{t-1}	-3,08*** (-3,08)	-3,74*** (-3,2)
glob _t	0,02 (0,24)	0,03 (0,35)
gov_cons _{t-1}	9,8 (1,4)	10,66 (1,51)
dem _{t-1}	-0,05 (-0,52)	-0,03 (-0,32)
valacresc_ind _t	-0,11 (-1,43)	-0,13* (-1,68)
LSDV R^2	0,92	0,92
R^2 dentro	0,18	0,19
AIC	676,15	676,58
BIC	763,58	766,83
HQ	711,67	713,24
Observações	124	124
Teste F (p-value)	5,88 e ⁻³¹	2,23 e ⁻²⁹

Nota: Modelo estático de efeitos fixos em todas as colunas do quadro anterior. Na coluna I o quadrado da variável da escolaridade não é considerado como variável explicativa. Na coluna II o quadrado da variável da escolaridade é considerado como variável explicativa. Os valores entre os parênteses correspondem à estatística t. ***, **, * assinalam a significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com recurso ao Gretl.

No que concerne o ponto de inflexão da relação de parábola entre o índice de Gini e do *PIBpc*, obteve-se o valor de 5102,23 dólares. Assim, similarmente aos pontos de inflexão calculados em quadros anteriores, a África Subsariana, a América Latina e Caribe e a Europa ficam na parte descendente da curva (ver quadro B.5 em anexo), onde um aumento do *PIBpc* leva a uma diminuição da desigualdade. Todavia, o Médio Ori-

ente e Norte de África e a Ásia ainda estão na parte ascendente da curva, onde um aumento do produto fomenta um aumento da desigualdade. Entretanto, para o ano de 2010, todas as regiões em estudos localizam-se na parte descendente da curva.

Quadro 3.1: Cálculo do ponto de inflexão da relação em U entre o índice de Gini e o *PIBpc*, 24 países, 1980-2010

Variáveis relativas ao PIB	Coefficientes estimados das respectivas variáveis	Ponto de inflexão: $d^2\text{Gini}/d\text{l_PIB}^2=0 \Leftrightarrow \text{l_PIB} = -b/2a$
l_gdppc_{t-1}	63,86(=b)	5102,23 USD
l_gdppc^2_{t-1}	-3,74(=a)	8,54

Fonte: Elaboração própria a partir do respectivo quadro de resultados.

O quadro que se segue (quadro 4) foi realizado a partir do quadro C.7, presente em anexo, as estimações considerando como variável explicativa o nível de escolaridade terciária. A partir de uma subdivisão e quadro sumário (quadro 4) idêntico aos anteriores entende-se que o resultado das variáveis de controlo, quando a estimação é concebida a partir do nível de escolaridade terciária como variável explicativa, sem o seu quadrado, é semelhante aos resultados dos quadros anteriores. Porém, nesta estimação para além dos resultados dos coeficientes associados às variáveis do *PIBpc* não se alterarem face ao quadro anterior, o valor acrescentado da indústria exhibe agora significância estatística (ao nível de 10%), com o sinal esperado, negativo. As restantes variáveis de controlo, como anteriormente visto, não apresentam significância estatística. Na coluna II, onde se engloba na estimação o quadrado do nível de escolaridade, observa-se que os coeficientes das variáveis com significância estatística na coluna I, referidas anteriormente mantêm o seu comportamento (sinal e nível de significância estatística). Por outro lado, o coeficiente da variável referente ao nível de escolaridade ganha significância estatística, mas o coeficiente do termo quadrático não é significativo. Ainda assim os critérios de informação na coluna II são inferiores à coluna I (tirando o BIC) o que indica que o modelo da coluna II é o mais adequado embora represente uma relação linear, uma vez que o coeficiente do termo quadrático não apresenta significância estatística. Logo, estes resultados contam que a escolaridade terciária influencia positivamente a desigualdade. Sabendo que em países com economias emergentes nos quais os anos de escolaridade média são baixos, estes indivíduos representam uma minoria da população,

e auferem um rendimento superior. Logo há um grupo grande de indivíduos com qualificações inferiores e o aumento de indivíduos com escolaridade terminaria vai aumentar o número de indivíduos a referem um salário maior, logo vai aumentar a desigualdade.

Quadro 4: Tabela resumo dos resultados da estimação com efeitos fixos do modelo empírico com o nível de escolaridade terciária, 24 países, 1980-2010

Variáveis explicativas	Variável dependente: <i>gini</i>	
	I	II
constante	-175,55** (-2,4)	-162,69** (-2,23)
ter_educ _{t-1}	5,96 (1,1)	17,23* (1,93)
ter_educ ² _{t-1}	-	-12,7 (-1,59)
l_gdppc _{t-1}	51,68*** (3,02)	48,81*** (2,86)
l_gdppc ² _{t-1}	-3,02*** (-3)	-2,87*** (-2,86)
glob _t	0,08 (1,25)	0,06 (1,08)
gov_cons _{t-1}	6,89 (1,01)	5,27 (0,77)
dem _{t-1}	-0,08 (-0,75)	-0,09 (-0,88)
valacresc_ind _t	-0,15* (-1,96)	-0,15* (-1,93)
LSDV R^2	0,92	0,92
R^2 dentro	0,17	0,19
AIC	678,22	676,88
BIC	765,65	767,13
HQ	713,74	713,54
Observações	124	124
Teste F (p-value)	2,34 e ⁻³⁰	2,45 e ⁻³⁰

Nota: Modelo estático de efeitos fixos em todas as colunas do quadro anterior. Na coluna I o quadrado da variável da escolaridade não é considerado como variável explicativa. Na coluna II o quadrado da variável da escolaridade é considerado como variável explicativa. Os valores entre os parênteses correspondem à estatística t. ***, **, * assinalam a significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com recurso ao Gretl.

Relativamente ao ponto de inflexão da relação de parábola em U invertido entre o *PIBpc* e a desigualdade, elaborou-se o quadro 4.1e observou-se que o ponto de inflexão corresponde a 4931,92 dólares, onde se irá atingir o valor máximo de desigualdade de distribuição de rendimento e depois irá promover a diminuição da desigualdade. Face a este valor de ponto de inflexão, verifica-se a partir do quadro B.5 em anexo que simi-

larmente aos resultados dos quadros anteriores equivalente, as regiões que se situam na parte ascendente da curva são o Médio Oriente e Norte de África e a Ásia, as restantes regiões localizam-se na parte descendente do U invertido. Contudo, no ano de 2010, todas as regiões analisadas já estão na parte descendente desta relação, ou seja, um aumento de *PIBpc* promove a diminuição da desigualdade.

Quadro 4.1: Cálculo do ponto de inflexão da relação em U entre o índice de Gini e o *PIBpc*, 24 países, 1980-2010

Variáveis relativas ao PIB	Coefficientes estimados das respectivas variáveis	Ponto de inflexão: $d^2\text{Gini}/d\text{l_PIB}^2=0 \Leftrightarrow \text{l_PIB} = -b/2a$
l_gdppc_{t-1}	48,81(=b)	4931,92 USD
l_gdppc^2_{t-1}	-2,87(=a)	8,5

Fonte: Elaboração própria a partir do respectivo quadro de resultados.

Em suma, a partir dos resultados apresentados nos quadros 1 a 4 constata-se que a escolaridade total apresenta uma relação não linear com a desigualdade, mas não em U invertido, como esperado, com um mínimo para o valor 5,69 anos médios de escolaridade total. Este resultado parece ser influenciado em grande parte pela escolaridade primária que apresenta também uma relação não linear do mesmo tipo. Já para os níveis de escolaridade secundária e terciária têm um impacto positivo na desigualdade. Para o nível de escolaridade primária encontra-se uma relação de U, com um ponto de inflexão de 4,06 anos médios de escolaridade primária. Isto indica que ao longo do período analisado apenas duas regiões estarão na parte descendente da curva (o Médio Oriente e Norte de África e a Ásia), as restantes estarão na parte ascendente, embora apresentem valores muito próximos do ponto de inflexão calculado (com a exceção da Europa que se distancia com 6,12 anos médios de escolaridade total). Os níveis de escolaridade secundária e terciária apresentam uma relação linear e positiva com a desigualdade, logo um aumento destes níveis de escolaridade favorece o aumento da desigualdade.

O que se esperava averiguar, tendo em conta a literatura revista (Barro, 2000 *apud* Keller, 2010:54), a partir dos resultados das estimações seria que a escolaridade primária seria o nível que mais contribui para a diminuição de desigualdade de distribuição de rendimentos, pois é o nível de escolaridade associado à desigualdade menor. Enquanto que um investimento nos níveis de escolaridade secundário e terciário recom-

pensariam um grupo da população que já teria um acesso facilitado à escolaridade e a um rendimento mais elevado. O que se comprova nos resultados empíricos que apoiam esta teoria, pois os estes níveis de escolaridade afectam uma parcela pequena dos trabalhadores que obtém um rendimento superior. Desta forma, se esta parcela de trabalhadores mais qualificados, a auferir um rendimento superior, aumentar levará a um aumento da desigualdade. Ou seja, o nível generalizado de escolaridade encontra-se num número de anos baixo, onde o grupo de indivíduos detentores dos níveis secundário e terciário não é expressivo, contudo se este grupo de indivíduos pouco expressivo aumentar a distância entre o grupo significativo de trabalhadores com um nível de escolaridade menor e aquele em que os indivíduos possuem um nível de escolaridade superior torna-se mais notório, as diferenças salariais serão mais salientes. Por outro lado, constata-se que a escolaridade total é influenciada pela escolaridade primária que indica que o aumento da escolaridade (maioritariamente primária) será prejudicial para a desigualdade. De acordo com o raciocínio de Checchi (2000), possivelmente o ritmo a que se promoveu a generalização do nível de escolaridade primária à população e o acesso à mesma pode não ter sido o adequado face às oportunidades de ingressar no mercado de trabalho com este nível de escolaridade ou que devido a recursos insuficientes a escolaridade primária não consegue transmitir os conhecimentos suficientes (os indivíduos não serão tão produtivos) para que seja possível elevar o rendimento e diminuir a desigualdade de distribuição deste (Keller, 2010:56). Para além disto, como referido por Bhagwati (1973) *apud* Keller (2010:51) se houver um aumento de nível de anos médios de escolaridade e se os empregos permanecerem inalterados, os indivíduos mais qualificados receberão empregos com um rendimento menor, diminuindo o rendimento relativo de indivíduos com menos escolaridade, o que contribui para o aumento da desigualdade.

Por outro lado, como é mencionado na introdução deste trabalho, importa comparar a importância da escolaridade na explicação da desigualdade face a outros factores. A partir dos resultados obtidos e expostos, nos diversos quadros de 1 e 4, constata-se que em todas as estimações elaboradas os coeficientes das variáveis relativas ao *PIB real per capita* apresentam significância estatística, bem como uma relação de parábola invertida com a desigualdade. Calculados os respetivos pontos de inflexão para cada quadro de resultados de 1 a 4, os pontos de inflexão tomam os valores de 5526,55 USD; 5974,74 USD; 5102,23 USD e 4931,92 USD, respectivamente. O que estes valores transmitem é que, à exceção das regiões do Médio Oriente e Norte de África e da Ásia,

que se encontram na parte ascendente da relação em U invertido, as restantes regiões encontram-se na parte descendente de todas as curvas resultantes desta relação. Uma vez que, estas duas regiões estão abaixo de 4931,92 USD e as restantes estão acima de 5974,74 USD. Ou seja, tirando estas últimas regiões, as restantes beneficiam da diminuição da desigualdade à medida que o *PIBpc* vai aumentando, tal como previa Kuznets (1955). Por outro lado, a democracia não exhibe significância estatística em qualquer uma das estimações, o que indica que a sua capacidade de explicar o comportamento da desigualdade é diminuta. No que diz respeito ao consumo público, apenas indica capacidade de ajudar na explicação da desigualdade quando apenas é tido em conta o nível de escolaridade total. Relativamente ao valor acrescentado da indústria, que foi incluído como variável explicativa para ter em consideração a industrialização apoiado em Kuznets (1955) e nas suas previsões relativas à relação entre o rendimento e desigualdade. O aumento do produto, a industrialização, provoca um aumento de rendimento, pois para Kuznets (1955) o rendimento na indústria é mais elevado comparativamente ao sector agrícola. O coeficiente relativo ao valor acrescentado da indústria apresenta, nas estimações onde se inclui a escolaridade total ou a escolaridade terciária como variáveis explicativas, significância estatística e é negativo. Ou seja, comprova-se que o aumento da industrialização promove a diminuição da desigualdade.

5. Conclusão

No decorrer deste trabalho procurou-se averiguar o papel que a escolaridade total e cada um dos níveis de escolaridade têm na explicação do comportamento da desigualdade de distribuição de rendimentos em economias emergentes, nomeadamente se esta relação se poderia caracterizar como uma parábola em U invertido, qual o seu ponto de inflexão e por outro lado, comparar a importância da escolaridade como variável explicativa da desigualdade face aos outros factores que também poderão afectar a mesma. Após a realização deste estudo e a respectiva análise dos resultados apurados², conclui-se que a escolaridade colabora na explicação da desigualdade. Relativamente aos níveis de escolaridade secundário e terciário constata-se que estes têm um impacto positivo na desigualdade. Para além disto, entende-se que para a escolaridade primária a

² Foram elaboradas estimações dos modelos com variáveis auxiliares temporais e com todas as variáveis em *logs*, contudo não se obteve alteração significativa dos resultados obtidos a partir dos modelos mais adequados para cada variável de escolaridade.

correlação com o índice de Gini é positiva a partir de determinado valor. Partir dos pontos de inflexão obtidos entende-se que a escolaridade total é bastante influenciada pela escolaridade primária e que o ponto de inflexão da escolaridade total indica que todas as regiões, em média, estarão na parte ascendente do U não invertido. Para os casos da China, Índia, África do Sul e Brasil, verifica-se que relativamente à escolaridade total, entre 1980 e 2010, a Índia e o Brasil encontram-se na parte descendente da curva - onde a escolaridade total conduz a uma diminuição da desigualdade. A China e a África do Sul localizam-se na parte ascendente do U não invertido. No que diz respeito à escolaridade primária, para estes 4 países em específico e para o período em estudo, os resultados são equivalentes aos da escolaridade total. O Brasil (4 anos) e a Índia (2,48 anos) situam-se na parte descendente da curva, embora a China (4,54 anos) e a África do Sul (5,26) estejam na parte ascendente desta. Para o ano de 2010, em particular, destes quatro países, a China apresenta 7,95 anos de escolaridade, a Índia tem 6,24 anos como os anos médios de escolaridade total, África do Sul possui 9,69 anos médios de escolaridade total e Brasil apresenta um valor de 7,89 anos. Ou seja, para o ano de 2010, estes quatro países situam-se na parte ascendente da curva.

Por outro lado, enquanto que nem sempre as variáveis que representam a escolaridade total ou cada um dos seus níveis explicam a desigualdade, já os coeficientes das variáveis relativas ao *PIB real per capita* em todas as estimações auxiliam a explicação da desigualdade, apoiada a hipótese de Kuznets (1955) e a industrialização como via para o desenvolvimento e redução da desigualdade. As regiões do Médio Oriente e Norte de África (4639,83 USD) e da Ásia (4813,58 USD), situam-se na parte ascendente da curva, enquanto as restantes regiões posicionam-se na parte descendente do U invertido, para qualquer um dos pontos de estimação calculados a partir dos quadros entre 1 e 4. Para os casos da China, Índia, África do Sul e Brasil, em particular, verifica-se que o seus valores de *PIB real per capita* em média, para o período de 1980 a 2010, são: 3353,17 USD; 1626,67 USD; 9003,33 USD e 7127,50 USD, respectivamente. O que indica que a China e a Índia, para qualquer um dos pontos de inflexão obtidos, encontram-se na parte ascendente da curva, enquanto que a África do Sul e o Brasil situam-se, para qualquer um dos pontos de inflexão calculados na parte descendente da curva. Para 2010, China, Índia, África do Sul e Brasil apresentam os seguintes valores de *PIB real per capita*: 9456 USD, 4229 USD, 11493 USD e 13514 USD, respectivamente. O que mostra que em 2010, destes quatro países apenas a Índia se situa na parte ascendente da

relação de U invertido e os restantes situam-se na parte descendente desta mesma, qualquer que seja o ponto de inflexão.

Uma possível justificação, para a relação da escolaridade total com a desigualdade e em particular a escolaridade primária com a desigualdade, poderá ser o grau de desenvolvimento do país que vê o seu nível de escolaridade aumentar e alastrar a mais indivíduos da população mas não tem capacidade de os empregar. A ideia já referida de que se não houver alteração de empregos à medida que os indivíduos adquirem mais escolaridade irão ocupar empregos melhores mas de rendimento baixo. Outra possível justificação assenta na ideia de que o país, para além de ter um nível inicial de escolaridade suficientemente baixo, terá que ter uma determinada progressão do nível de escolaridade, mais concretamente dos níveis secundário e terciário, para que esta relação possa reflectir graficamente um U invertido gráfico que se esperava. Pois se os países continuarem a expandir apenas o nível primário, como os seus salários são inferiores ao secundário e terciário e a crescente oferta de indivíduos com este nível de escolaridade cresce, o rendimento médio que poderão alcançar irá diminuir. Logo quem tiver um nível de escolaridade superior irá auferir um rendimento maior.

Uma medida a implementar no que diz respeito à escolaridade e à sua influência sobre a desigualdade é referida por Keller (2010) no que diz respeito à despesa pública na escolaridade. Uma vez que na estimação da escolaridade total, o consumo público apresenta significância estatística e afecta positivamente a desigualdade, talvez uma melhor distribuição de recursos nas escolas poderá levar a que os indivíduos de agregados familiares de menor rendimento possam ter acesso a ensino de qualidade e assim mais probabilidade de alcançar níveis de escolaridade superiores.

Em suma, seria necessário considerar o ritmo de desenvolvimento e o ritmo de empregabilidade do mercado laboral em economias emergentes para que as justificações propostas tenham mais suporte empírico. Entende-se que nem todos os dados para todos os anos estão disponíveis, que o facto de considerar o índice de Gini como medida de desigualdade e não outras (por exemplo níveis de rendimento entre subgrupos - S80/S20), a não utilização de um modelo de painel dinâmico ou o facto de não considerar a distribuição da escolaridade podem ser consideradas limitações deste estudo.

Por fim, o que se conclui neste trabalho projecto é essencialmente que se o aumento da escolaridade é um meio de enriquecimento de capital humano, que por sua vez tem como fim auferir um nível de rendimento mais elevado, então deverão ser criados

incentivos para a expansão da escolaridade para além da escolaridade primária, por outro lado a procura destes países terá que estar preparada para acompanhar este aumento de oferta de obra qualificada e criar condições para que as opções laborais alternativas (cursos de trabalho direcionado). Paralelamente, os resultados obtidos indicam que a industrialização reduz a desigualdade, o que indica que uma distribuição de rendimentos menos desigual passa pela industrialização, pois a partir dela haverá uma maior necessidade de mão-de-obra qualificada e um aumento de rendimento, que resulta num grupo maior a auferir rendimentos similares ou numa aproximação salarial entre grupos com escolaridade distinta.

Lista de referências bibliográficas

- Abdullah, A., Doucouliagos, H. and Manning, E. (2015). Does Education Reduce Income Inequality? A Meta-Regression Analysis. *Journal of Economic Surveys*, 29, pp. 301–316.
- Barro, R. and Lee, J.-W. (2013). A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010. *Journal of Development Economics*, vol 104, pp.184-198.
- Battistón, D., García-Doménch, C. e Gasparini, L. (2014). Could an Increase in Education Raise Income Inequality? Evidence for Latin America. *Latin America Journal of Economics*, Vol. 51 No. 1, pp. 1–39.
- Carnoy, M., Loyalka, P. e Androuschak, G. (2012). Does Expanding Higher Education Equalize Income Distribution? The Case of the BRIC Countries. Working Paper 252. reapchina.org/reap.stanford.edu , pp.1-36.
- Castellacci, F. e Natera, J. (2011). A new panel dataset for cross-country analyses of national systems, growth and development (CANAN), MPRA Paper, University Library of Munich, Germany.
- Checchi, D. (2000). Does Educational Achievement Help to Explain Income Inequality?, Departmental Working Papers 2000-11, Department of Economics, University of Milan, Italy, pp. 1-40.
- Chusseau, N. e Hellier, J. (2012). Inequality in emerging countries, ECINEQ 2012 - 256
- De Gregorio, J. and Lee, J.-W. (2002) Education and Income Inequality: New Evidence from Cross-Country Data. *Review of Income and Wealth*. 48, No.3, pp. 395-416.
- Feenstra, R. C., Inklaar, R. and Timmer, M. P. (2015). "The Next Generation of the Penn "World Table" *American Economic Review*, 105(10), 3150-3182, available for download at www.ggdnc.net/pwt .
- Ferreira, F. H.G. e De Barros, R. P. (2000). Education and Income Distribution in Urban Brazil, 1976-1996. *CEPAL Review*, 71, pp.41-61.
- Gutiérrez, C. e Tanaka, R. (2008). Inequality and Education Decisions in Developing Countries. *J Econ Inequal*, 7, pp. 55-81
- Keller, K. R.L (2010). How Can Education Policy Improve Income Distribution? An Empirical Analysis of Education Stages and Measures on Income Inequality. *Journal of Developing Areas*, 43 (2): 51-77.

- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*. 45 (1),pp. 1-28.
- Ning, G. (2010). Can Educational Expansion Improve Income Inequality in China? Evidences from the CHNS 1997 and 2006 Data, IZA Discussion Papers 5148, Institute for the Study of Labor (IZA), pp.1-36.
- OCDE (2011). Special Focus: Inequality in Emerging Economies (EEs), *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*, pp. 47-82.
- Petcu, C. (2014). Does Educational Inequality Explain Income Inequality Across Countries?. Honors Projects. Paper 125.
http://digitalcommons.iwu.edu/econ_honproj/125 , pp. 1-36.
- Pieters, J. (2009). Education and Inequality in India: A Microeconometric Decomposition Analysis. University of Groningen. Work in Progress. pp.1-16.
- Rodriguez-Pose, A. and Tselios, V. (2008). Education and Income Inequality in the Regions of the European Union. SERC discussion paper 11, pp.1-36.
- Shimeles, A. (2016). Can higher education reduce inequality in developing countries?, IZA World of Labor, Institute for the Study of Labor (IZA): 273, July, pp. 1-9.
- Vieira, S. (2012). Inequality on the rise? An assessment of current available data on income inequality, at global, international and national levels, Economic Affairs Officer - DESA, Background document for WESS 2013, pp. 1-15.

Anexo A

Quadro A.1: Resumo de estudos empíricos revistos

Autores	Amostra	Metodologia	Variável Dependente	Variáveis independentes	Principais resultados
Ferreira, e De Barros, (2000)	Brazil entre 1976 e 1996	<i>pooled</i> OLS	índice de Gini	-escolaridade e o seu termo quadrático -experiência e o seu quadrado -género	-a escolaridade afecta positivamente o rendimento -os resultados sugerem a aplicação de programas de trabalho direccionados
Rodriguez-Pose e Tselios, (2008)	102 regiões da UE entre 1996 e 2000	Efeitos Fixos e painel dinâmico (SAR)	índice de Gini	-níveis de escolaridade -taxa de ingresso escolar -consumo público para cada estudante - indústria -rendimento <i>per capita</i> -religião	-a desigualdade é menor em estados sociais democráticos, protestantes e regiões com estruturas familiares nórdicas. -o impacto de curto e longo prazo da escolaridade secundária e terciária na desigualdade é positivo, onde a escolaridade secundária tem a relação mais forte com a desigualdade.
Pieters, (2009)	16 estados da Índia entre 1987 e 2004	<i>pooled</i> OLS	desigualdade na distribuição da despesa mensal <i>per capita</i> das famílias	-nível de escolaridade do agregado familiar -o número de filhos por agregado familiar -tipo de agregado familiar -religião -estrato social -profissão -principal indústria empregadora	-entre 1987 e 1993 verificou-se que a escolaridade diminuiu ligeiramente a desigualdade. Enquanto que, entre 1993 e 2004, o aumento da escolaridade promoveu o aumento da desigualdade. Isto deveu-se em parte ao efeito de igualizar as mudanças de dotação.
Keller, (2010)	99 países entre 1970 e 2000	<i>pooled</i> OLS	índice de Gini	-níveis de escolaridade -taxa de ingresso escolar -consumo público para cada estudante em percentagem do PIB.	-taxas de ingresso e despesa publica em escolaridade primária são frequentemente promotores da desigualdade. -despesa em escolaridade secundária reduz a desigualdade e o ingresso em escolaridade terciária provoca um aumento na desigualdade.

Fonte: Elaboração própria a partir dos estudos empíricos revistos.

Quadro A.2: Resumo de estudos empíricos revistos (Continuação)

Ning (2010)	9788 adultos (a partir dos 18 anos) entre 1997 e 2006	<i>pooled</i> OLS	desigualdade na distribuição de rendimentos	-anos de escolaridade; -experiência profissional; -género; -registo familiar; -mobilidade laboral; -tipo de profissão.	-o aumento da escolaridade teve o efeito de ampliar o fosso na distribuição de rendimento.
Battistón.; García-Domench, C; Gaspirini, (2014)	18 países da América Latina entre 1990 e 2009	<i>pooled</i> OLS	índice de Gini	-nível máximo de escolaridade obtido -número de anos médios de escolaridade obtido e o seu quadrado -idade e o seu quadrado, género, região (rural/urbana)	-verificou-se que nas últimas décadas, para esta amostra, o aumento de escolaridade aumentou a desigualdade e prevê-se que esta vai se manter no futuro -a expansão do aumento do nível de escolaridade também promove a desigualdade, embora de forma menos significativa
Petcu (2014)	58 países em desenvolvimento e 81 países desenvolvidos 2010	dados <i>cross-section</i> (OLS)	índice de Gini	-nível médio de escolaridade; -distribuição da escolaridade; -desemprego; -investigação e desenvolvimento -ingresso escolar no privado; -Consumo Público; -Gasto na escolaridade; -quadrado do rendimento; -desigualdade de género; -população urbana; -liberdade económica (meritocracia).	-países em desenvolvimento, verificou-se que os anos médios de escolaridade e a desigualdade de rendimento têm uma relação inversa, ilustrada por uma parábola invertida;

Fonte: Elaboração própria a partir dos estudos empíricos revistos.

Anexo B

Quadro B.1: Resumo da amostra e das suas classificações

País	Código do país	Período em análise	MSCI	FTSE	World Bank (rendimento médio-alto)	Região do mundo
Botswana	1	1980-2010				África Subsariana
Brasil	2	1980-2010				América Latina e Caribe
Chile	3	1980-2010				América Latina e Caribe
China	4	1980-2010				Ásia
Colômbia	5	1980-2010				América Latina e Caribe
Costa Rica	6	1980-2010				América Latina e Caribe
Egipto	7	1980-2010				Médio Oriente e Norte de África
Hungria	8	1980-2010				Europa
Índia	9	1980-2010				Ásia
Indonésia	10	1980-2010				Ásia
Jamaica	11	1980-2010				América Latina e Caribe
Jordânia	12	1980-2010				Médio Oriente e Norte de África
Malásia	13	1980-2010				Ásia
Maurícia	14	1980-2010				África Subsariana
México	15	1980-2010				América Latina e Caribe
Namíbia	16	1980-2010				África Subsariana
Paraguai	17	1980-2010				América Latina e Caribe
Peru	18	1980-2010				América Latina e Caribe
Filipinas	19	1980-2010				Ásia
Polónia	20	1980-2010				Europa
África do Sul	21	1980-2010				África Subsariana
Tailândia	22	1980-2010				Ásia
Tunísia	23	1980-2010				Médio Oriente e Norte de África
Turquia	24	1980-2010				Europa

Fonte: Elaboração própria a partir das classificações do Fundo Monetário Internacional (FMI), Morgan Stanley Capital Internacional (MSCI), Financial Times and London Stock Exchange (FTSE) e a classificação do nível de rendimento do Banco Mundial.

Quadro B.2: Estatísticas descritivas do índice de Gini, 24 países, 1980-2010

Grupo de Países	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Total	45,00	10,85	24,29	66,20
África subsariana	54,31	9,56	39,66	66,20
América Latina e Caribe	51,52	3,68	45,71	57,71
Ásia	39,91	10,01	25,86	50,57
Europa	32,71	11,64	24,29	46,00
Médio Oriente e Norte de África	37,63	2,89	35,11	40,78

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da CANA (2011) e do *World Development Indicators* do Banco Mundial

Quadro B.3: Estatísticas descritivas dos níveis de escolaridade, 24 países, 1980-2010

Grupo de Países	Média				Desvio-Padrão			
	Total	Primária	Secundária	Terciária	Total	Primária	Secundária	Terciária
Total	6,86	4,51	2,07	0,27	1,96	1,29	0,85	0,20
África subsariana	6,82	4,72	2,02	0,08	1,63	0,89	0,87	0,04
Médio Oriente e Norte de África	5,89	3,54	2,13	0,22	1,91	0,97	0,87	0,11
América Latina e Caribe	7,18	4,59	2,23	0,35	1,53	0,74	0,82	0,22
Europa	8,48	6,12	2,02	0,34	2,50	1,85	0,82	0,15
Ásia	6,19	4,04	1,91	0,24	1,88	1,00	0,92	0,18

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Barro-Lee Dataset

Quadro B.4: Estatísticas descritivas dos níveis de escolaridade, 24 países, 1980-2010 (continuação)

Grupo de Países	Mínimo				Máximo			
	Total	Primária	Secundária	Terciária	Total	Primária	Secundária	Terciária
Total	2,34	1,55	0,56	0,02	11,85	7,92	4,58	1,11
África subsariana	3,12	2,76	0,34	0,01	9,69	6,26	3,81	0,15
Médio Oriente e Norte de África	2,65	1,71	0,83	0,06	9,59	5,48	3,77	0,40
América Latina e Caribe	3,04	2,09	0,81	0,04	9,87	5,55	3,93	1,11
Europa	3,55	2,64	0,81	0,09	11,85	7,92	3,51	0,65
Ásia	2,34	1,55	0,56	0,02	10,44	5,37	4,58	0,65

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Barro-Lee Dataset

Quadro B.5: Estatísticas descritivas do *PIBpc*, 24 países, 1980-2010

Grupo de Países	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Total	6893,26	3664,81	1034	19103
África Subsariana	7864,29	3081,82	2260	13779
Médio Oriente e Norte de África	4639,83	1949,91	1246	8515
América Latina e Caribe	7122,69	2845,26	3372	13529
Europa	11399,56	3332,79	6206	19103
Ásia	4813,58	3506,85	1034	16181

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Penn World Table 9.0.

Anexo C

Quadro C.1: Variáveis do modelo empírico e respectivas fontes

Variáveis	Descrição	Unidade de medida	Fonte
gini	Índice de Gini: medida de desigualdade na distribuição dos rendimentos	percentagem	CANA Dataset e WIID3
total_educ	Anos médios de escolaridade total da população com idades a partir dos 15 anos	anos	Barro-Lee Dataset
pri_educ	Anos médios de escolaridade total da população com idades a partir dos 15 anos	anos	Barro-Lee Dataset
sec_educ	Anos médios de escolaridade total da população com idades a partir dos 15 anos	anos	Barro-Lee Dataset
ter_educ	Anos médios de escolaridade total da população com idades a partir dos 15 anos	anos	Barro-Lee Dataset
GDPpc	PIB real per capita: PIB per capita a preços constantes de 2011 em PPC	dólares	Penn World Table 9.0
glob	Índice de globalização	percentagem	Base de dados KOF
gov_cons	Consumo público em percentagem do PIB	percentagem	Penn World Table 9.0
dem	Índice de regime político	-10 (democrático) até +10 (autocrático).	Base de dados CANA 2011
valacresc_indt	Valor acrescentado da indústria transformadora em percentagem do PIB	percentagem	WDI Banco Mundial

Fonte: Elaboração própria com recurso à bases de dados CANA, *World Income Inequality Database* (WIID) 3.4, Barro-Lee dataset, *Penn World Table 9.0*, KOF, WDI.

Quadro C.2: Estatísticas descritivas do GRETL , 24 países, 1980-2010

	Média	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
Ginit	44,915	74,30	16,420	11,070
Edu_totalt1	6,5810	11,660	2,3400	1,8875
Edu_prit1	4,4092	7,9200	1,5500	1,2640
Edu_sect1	1,9310	4,1200	0,34000	0,78549
Edu_tert1	0,24111	1,1100	0,010000	0,18487
l_GDPpct1	5886,99 USD	19102,99 USD	1034,01 USD	1,82
Globt	50,753	86,364	23,274	12,322
GCt1	0,18479	0,53055	0,059869	0,078170
Demt1	3,3750	10,000	-10,000	6,5438
Valacresct	34,326	63,253	13,292	7,4481

Fonte: Elaboração própria com recurso ao Gretl.

Quadro C.3: Matriz de correlações da amostra, 24 países, 1980-2010

	ginit	Edu_totalt1	sq_Edu_totalt1	Edu_prit1	sq_Edu_prit1	Edu_sect1	sq_Edu_sect1	Edu_tert1	sq_Edu_tert1	l_GDPpct1	sq_l_GDPpct1	Globt	GCt1	Demt1	Valacresct
ginit	1	-0,0346	-0,898	-0,1128	-0,2107	0,0743	0,0769	0,1143	0,1078	0,2440	0,2266	0,0077	-0,3134	0,3741	0,0668
Edu_totalt1	-0,0346	1	0,984	0,912	0,8678	0,7986	0,7607	0,5501	0,4404	0,6160	0,6182	0,7514	0,0503	0,3377	0,0431
sq_Edu_totalt1	-0,898	0,984	1	0,9017	0,8884	0,7767	0,7604	0,5504	0,4477	0,5946	0,6018	0,7632	0,0929	0,3285	0,0276
Edu_prit1	-0,1128	0,912	0,9017	1	0,9797	0,4923	0,4519	0,3465	0,2510	0,6085	0,6098	0,6326	0,0752	0,2887	0,0718
sq_Edu_prit1	-0,2107	0,8678	0,8884	0,9797	1	0,4250	0,3962	0,3204	0,2242	0,5672	0,5739	0,6164	0,1317	0,2560	0,0355
Edu_sect1	0,0743	0,7986	0,7767	0,4923	0,4250	1	0,9780	0,5261	0,4348	0,4384	0,4416	0,6745	0,0106	0,2785	0,0304
sq_Edu_sect1	0,0769	0,7607	0,7604	0,4519	0,3962	0,9780	1	0,5086	0,4318	0,4169	0,4226	0,6633	0,0177	0,2523	0,0462
Edu_tert1	0,1143	0,5504	0,5504	0,3465	0,3204	0,5261	0,5086	1	0,9229	0,2441	0,2438	0,4551	-0,0496	0,2776	-0,1426
sq_Edu_tert1	0,1078	0,4477	0,4477	0,2510	0,2242	0,4348	0,4318	0,9229	1	0,1270	0,1253	0,3141	-0,0774	0,2242	-0,0642
l_GDPpct1	0,2440	0,5946	0,5946	0,6085	0,5672	0,4384	0,4169	0,2441	0,1270	1	0,9989	0,6695	-0,1949	0,3506	0,0498
sq_l_GDPpct1	0,2266	0,6018	0,6018	0,6098	0,5739	0,4416	0,4226	0,2438	0,1253	0,9989	1	0,6746	-0,1898	0,3580	0,0442
Globt	0,0077	0,7632	0,7632	0,6326	0,6164	0,6745	0,6633	0,4551	0,3141	0,6695	0,6746	1	0,0025	0,3151	-0,0289
GCt1	-0,3134	0,0929	0,0929	0,0752	0,1317	0,0106	0,0177	-0,0496	-0,0774	-0,1949	-0,1898	0,0025	1	-0,2745	-0,0713
Demt1	0,3741	0,3285	0,3285	0,2887	0,2560	0,2785	0,2523	0,2776	0,2242	0,3506	0,3580	0,3151	-0,2745	1	-0,1932
Valacresct	0,0668	0,0276	0,0276	0,0718	0,0355	0,0304	0,0462	-0,1426	-0,0642	0,0498	0,0442	-0,0289	-0,0713	-0,1932	1

Fonte: Elaboração própria com recurso ao Gretl.

Quadro C.4: Resultados da estimação do modelo empírico com a escolaridade total, 24 países, 1980-2010

Variáveis explica- tivas	Variável dependente: <i>gini</i>					
	I (<i>pooled</i> OLS)	II (EF)	III (EA)	IV (<i>pooled</i> OLS)	V (EF)	VI (EA)
constante	-626,27*** (-5,59)	-167,87** (-2,3)	-221,74*** (-2,88)	-631,85*** (-4,68)	-337,85*** (-2,77)	-337,63*** (-3,75)
total_educ _{t-1}	-0,56 (-0,85)	0,45 (0,68)	0,07 (0,10)	-0,76 (-0,28)	-4,89*** (-2,46)	-3,77** (-2,17)
total_educ ² _{t-1}	-	-	-	0,02 (0,07)	0,43*** (3,29)	0,31** (2,39)
l_gdppc _{t-1}	153,95*** (5,82)	49,35*** (2,9)	61,34*** (3,41)	155,42*** (4,70)	92,55*** (3,26)	91,2*** (4,2)
l_gdppc ² _{t-1}	-8,66*** (-5,54)	-2,88*** (-2,88)	-3,48*** (-3,29)	-8,75*** (-4,49)	-5,37*** (-3,32)	-5,22*** (-4,11)
glob _t	-0,17 (-1,62)	0,06 (0,85)	0,02 (0,22)	-0,17 (-1,59)	0,03 (0,24)	0,001 (0,02)
gov_cons _{t-1}	-10,69 (-1,04)	7,79 (1,11)	4,32 (0,6)	-10,85 (-1,03)	11,71* (2,03)	6,04 (0,86)
dem _{t-1}	0,56 *** (3,89)	-0,07 (-0,65)	0,05 (0,5)	0,56*** (3,88)	-0,01 (-0,08)	0,09 (0,82)
valacresc_ind _t	0,1 (0,96)	-0,12 (-1,47)	-0,11 (-1,32)	0,10 (0,94)	-0,14* (-1,68)	-0,12 (-1,59)
R ² ajustado	0,38	-	-	0,38	-	-
LSDV R ²	-	0,92	-	-	0,93	-
R ² dentro	-	0,16	-	-	0,27	-
AIC	878,33	679,21	925,38	880,33	665,21	932,15
BIC	900,89	766,64	947,95	905,71	755,46	957,53
HQ	887,5	714,73	934,55	890,64	701,88	942,46
Observações	124	124	124	124	124	124
Teste F (p-value)	-	2,35 e ⁻³⁰	-	-	1,85 e ⁻³²	-
Breusch-Pagan (p-value)	-	-	8,90 e ⁻²⁰	-	-	9,6 e ⁻²⁰
Hausman (p-value)	-	-	2,34 e ⁻⁰⁵	-	-	6,8 e ⁻⁰⁷

Nota: Modelo *pooled OLS* - colunas I e IV; Modelo estático de efeitos fixos - colunas II e V; Método estático de efeitos aleatórios - colunas III e VI. Os valores entre os parênteses correspondem à estatística t. ***, **, * assinalam a significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com recurso ao Gretl.

Quadro C.5: Resultados da estimação do modelo empírico com escolaridade primária, 24 países, 1980-2010

Variáveis explicativas	Variável dependente: <i>gini</i>					
	I (<i>pooled OLS</i>)	II (EF)	III (EA)	IV (<i>pooled OLS</i>)	V (EF)	VI (EA)
constante	-637,95*** (-5,72)	-168,45** (-2,31)	-229,27*** (-2,97)	-519,42*** (-3,93)	-300,87*** (-3,96)	-267,76*** (-3,21)
pri_educ _{t-1}	-1,57 (-1,59)	-0,6 (-0,53)	-1,12 (-1,09)	4,37 (1,17)	-12,10*** (-3,87)	-4,93 (-1,6)
pri_educ ² _{t-1}	-	-	-	-0,64 (-1,64)	1,49*** (3,91)	0,46 (1,33)
l_gdppc _{t-1}	156,39*** (5,95)	49,77*** (2,91)	63,35*** (3,5)	125,53*** (3,9)	85,04*** (4,65)	74,13*** (3,69)
l_gdppc ² _{t-1}	-8,78*** (-5,65)	-2,87*** (-2,87)	-3,56 (-3,35)	-6,98*** (-3,69)	-4,89*** (-4,59)	-4,19*** (-3,58)
glob _t	-0,15 (-1,63)	0,12* (1,7)	0,05 (0,8)	-0,14 (-1,49)	0,07 (1,12)	0,06 (0,87)
gov_cons _{t-1}	-7,58 (-0,72)	6,45 (0,93)	4,07 (0,57)	-4,13 (-0,39)	7,59 (1,18)	3,63 (0,52)
dem _{t-1}	0,61*** (4,15)	-0,03 (-0,29)	0,1 (0,9)	0,59*** (4,08)	0,01 (0,09)	0,1 (0,94)
valacresc_ind _t	0,12 (1,14)	-0,15* (-1,82)	-0,13 (-1,6)	0,1 (0,95)	-0,10 (-1,44)	0,46 (1,33)
<i>R</i> ² ajustado	0,39	-	-	0,40	-	-
LSDV <i>R</i> ²	-	0,92	-	-	0,93	-
<i>R</i> ² dentro	-	0,16	-	-	0,28	-
AIC	876,42	679,46	922,34	875,54	662,44	933,33
BIC	898,98	766,88	944,91	900,92	752,69	958,71
HQ	885,58	714,97	931,51	885,85	699,1	943,64
Observações	124	124	124	124	124	124
Teste F (p-value)	-	5,14 e ⁻³⁰	-	-	3,80 e ⁻³²	-
Breusch-Pagan (p-value)	-	-	1,14 e ⁻¹⁹	-	-	8,03 e ⁻²¹
Hausman (p-value)	-	-	1,41 e ⁻⁰⁵	-	-	2,52 e ⁻⁰⁸

Nota: Modelo *pooled OLS* - colunas I e IV; Modelo estático de efeitos fixos - colunas II e V; Método estático de efeitos aleatórios - colunas III e VI. Os valores entre os parênteses correspondem à estatística t. ***, **, * assinalam a significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com recurso ao Gretl.

Quadro C.6: Resultados da estimação do modelo empírico com escolaridade secundária, 24 países, 1980-2010

Variáveis explicativas	Variável dependente: <i>gini</i>					
	I (<i>pooled OLS</i>)	II (EF)	III (EA)	IV (<i>pooled OLS</i>)	V (EF)	VI (EA)
constante	-618,58*** (-5,52)	-178,95** (-2,47)	-226,82*** (-2,99)	-709,34*** (-6,3)	-225,14*** (-2,68)	-293,88 (-3,39)
sec_educ _{t-1}	0,01 (0,01)	2,09* (1,68)	1,64 (1,33)	-13,41*** (-2,86)	-0,98 (-0,32)	-2,93 (-0,92)
sec_educ ² _{t-1}	-	-	-	3,21*** (2,98)	0,66 (1,08)	1 (1,56)
l_gdppc _{t-1}	152,37*** (5,76)	52,41*** (3,09)	62,81*** (3,53)	177,08*** (6,58)	63,86*** (3,2)	79,50*** (3,85)
l_gdppc ² _{t-1}	-8,57*** (-5,47)	-3,08*** (-3,08)	-3,59*** (-3,44)	-10,02*** (-6,3)	-3,74*** (-3,2)	-4,56 (-3,77)
glob _t	-0,22** (-2,24)	0,02 (0,24)	-0,04 (-0,50)	-0,24** (-2,52)	0,03 (0,35)	-0,02 (-0,37)
gov_cons _{t-1}	-12,38 (-1,22)	9,8 (1,4)	6,64 (0,91)	-12,05 (-1,23)	10,66 (1,51)	7,87 (1,09)
dem _{t-1}	0,52*** (3,79)	-0,05 (-0,52)	0,05 (0,48)	0,56*** (4,17)	-0,03 (-0,32)	0,08 (0,75)
valacresc_ind _t	0,09 (0,82)	-0,11 (-1,43)	-0,09 (-1,21)	0,04 (0,38)	-0,13* (-1,68)	-0,12 (-1,56)
<i>R</i> ² ajustado	0.38	-	-	0.42	-	-
LSDV <i>R</i> ²	-	0.92	-	-	0.92	-
<i>R</i> ² dentro	-	0.18	-	-	0.19	-
AIC	879.10	676.15	929.32	871.9	676.58	925.48
BIC	901.66	763.58	951.89	897.28	766.83	950.86
HO	888.26	711.67	938.49	882.21	713.24	935.79
Observações	124	124	124	124	124	124
Teste F (p-value)	-	5,88 e ⁻³¹	-	-	2,23 e ⁻²⁹	-
Breusch-Pagan (p-value)	-	-	4,07 e ⁻²⁰	-	-	2,57 e ⁻¹⁸
Hausman (p-value)	-	-	6,13 e ⁻⁰⁵	-	-	9,31 e ⁻⁰⁵

Nota: Modelo *pooled OLS* - colunas I e IV; Modelo estático de efeitos fixos - colunas II e V; Método estático de efeitos aleatórios - colunas III e VI. Os valores entre os parênteses correspondem à estatística t. ***, **, * assinalam a significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com recurso ao Gretl.

Quadro C.7: Resultados da estimação do modelo empírico com escolaridade terciária, 24 países, 1980-2010

Variáveis explicativas	Variável dependente: <i>gini</i>					
	I (<i>pooled OLS</i>)	II (EF)	III (EA)	IV (<i>pooled OLS</i>)	V (EF)	VI (EA)
constante	-600,64*** (-5,36)	-175,55** (-2,4)	-223,49 (-2,92)	-607,02*** (-5,34)	-162,69** (-2,23)	-256,25*** (-3,27)
ter_educ _{t-1}	5,76 (1,28)	5,96 (1,1)	3,99 (0,80)	5,13 (1,07)	17,23* (1,93)	0,55 (0,1)
ter_educ ² _{t-1}	-	-	-	0,13 (0,39)	-12,7 (-1,59)	0,44* (1,65)
l_gdppc _{t-1}	147,82*** (5,58)	51,68*** (3,02)	62,0*** (3,46)	149,55*** (5,55)	48,81*** (2,86)	70,27*** (3,81)
l_gdppc ² _{t-1}	-8,29*** (-5,28)	-3,02*** (-3)	-3,53*** (-3,36)	-8,39*** (-5,25)	-2,87*** (-2,86)	-4,04 (-3,72)
glob _t	-0,27*** (-3,05)	0,08 (1,25)	0,01 (0,14)	-0,28*** (-2,88)	0,06 (1,08)	-0,05 (-0,66)
gov_cons _{t-1}	-11,52 (-1,14)	6,89 (1,01)	4,54 (0,64)	-11,66 (-1,15)	5,27 (0,77)	7,93 (1,1)
dem _{t-1}	0,49*** (3,55)	-0,08 (-0,75)	0,03 (0,31)	0,5*** (3,55)	-0,09 (-0,88)	0,05 (0,51)
valacresc_ind _t	0,10 (0,97)	-0,15* (-1,96)	-0,12 (-1,52)	0,09 (0,88)	-0,15* (-1,93)	-0,11 (-1,37)
R ² ajustado	0,39	-	-	0,38	-	-
LSDV R ²	-	0,92	-	-	0,92	-
R ² dentro	-	0,17	-	-	0,19	-
AIC	877,36	678,22	926,04	879,2	676,88	930,72
BIC	899,92	765,65	948,6	904,58	767,13	956,1
HQ	886,52	713,74	935,21	889,51	713,54	941,03
Observações	124	124	124	124	124	124
Teste F (p-value)	-	2,34 e ⁻³⁰	-	-	2,45 e ⁻³⁰	-
Breusch-Pagan (p-value)	-	-	3,74 e ⁻⁴⁰	-	-	1,7 e ⁻¹⁹
Hausman (p-value)	-	-	0,02	-	-	0,0003

Nota: Modelo *pooled OLS* - colunas I e IV; Modelo estático de efeitos fixos - colunas II e V; Método estático de efeitos aleatórios - colunas III e VI. Os valores entre os parênteses correspondem à estatística t. ***, **, * assinalam a significância estatística ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaboração própria com recurso ao Gretl.