



Revista Portuguesa de Educação

ISSN: 0871-9187

ISSN: 2183-0452

rpe@ie.uminho.pt

Universidade do Minho

Portugal

Nóbrega Santos, Natalie; Mata, Lourdes; Monteiro,
Vera Cristina; Sanches, Cristina; Gomes, Marta

Perceção de Competência e Desempenho na Matemática em Alunos do 1.º Ciclo do Ensino Básico

Revista Portuguesa de Educação, vol. 32, núm. 1, 2019, Janeiro-Junho, pp. 108-124

Universidade do Minho

Portugal

DOI: <https://doi.org/10.21814/rpe.14264>

Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=37460130008>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais informações do artigo
- Site da revista em redalyc.org

UDEM redalyc.org

Sistema de Informação Científica Redalyc

Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal

Sem fins lucrativos académica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa
acesso aberto

Perceção de Competência e Desempenho na Matemática em Alunos do 1.º Ciclo do Ensino Básico

NATALIE NÓBREGA SANTOS^I, LOURDES MATA^{II}, VERA CRISTINA MONTEIRO^{III}, CRISTINA SANCHES^{IV} & MARTA GOMES^V

ISPA – Instituto Universitário, Portugal

A perceção de competência (PC) tem-se mostrado como uma variável importante na compreensão do desempenho dos alunos na matemática. Desenvolvemos dois estudos (E1, E2) cujos objetivos foram: 1) analisar as características psicométricas da Escala de PC na Matemática (EPCM) para o 1.º ciclo do Ensino Básico (E1); e 2) analisar um modelo explicativo da relação entre PC e desempenho e comparar médias segundo o género (E2). No E1 participaram 361 alunos do 3.º e 4.º ano (52.4% rapazes). Recorreu-se à análise fatorial confirmatória para examinar a estrutura da EPCM e a invariância de género. No E2 participaram 79 alunos do 3.º ano (55.7% rapazes). O desempenho foi calculado recorrendo à avaliação dos professores e classificações de um teste. Para testar a relação entre a PC e o desempenho recorreu-se à análise de equações estruturais. Os resultados indicaram que a EPCM apresenta boas características psicométricas e invariância de género. Constatou-se ainda a existência de uma relação significativa entre a PC e o desempenho na matemática. Diferenças na PC foram observadas em ambos os estudos, com as raparigas evidenciando menor PC, apesar de o seu desempenho ser semelhante. Os resultados indicaram que as diferenças de género, identificadas em estudos prévios com adolescentes, surgem precocemente na escolaridade.

Palavras-chave: Perceção de competência; Desempenho académico; Matemática; Ensino básico; Género

INTRODUÇÃO

A perceção de competência académica (PC) tem-se mostrado como um constructo importante na compreensão do desempenho académico dos alunos. A PC é definida pelos investigadores como a consciência ou as perceções que um indivíduo tem sobre si próprio em situações de realização académica (Mathew, 2017). A investigação sobre PC tem

surgido essencialmente através do estudo do autoconceito e do estudo da autoeficácia (Bong & Skaalvik, 2003). O autoconceito refere-se a uma perceção geral do funcionamento do sujeito, mesmo que sobre uma área ou domínio específicos, enquanto a autoeficácia se refere a uma situação ou tarefa específica em determinadas circunstâncias (Bandura, 1993; Bong & Skaalvik, 2003). Na área da educação, os termos autoconceito e PC têm

sido utilizados como sinónimos (Mathew, 2017).

1. PERCEÇÃO DE COMPETÊNCIA NA MATEMÁTICA

A PC assume especificidades para cada domínio particular, podendo esta ser, no mesmo sujeito, distinta de domínio para domínio (Marsh & Martin, 2011; Marsh, Trautwein, Lüdtke, Köller, & Baumert, 2006). A PC no domínio da matemática tem sido alvo de estudo há vários anos, procurando-se analisar não só como ela se estrutura ao longo da escolaridade, mas também o papel de algumas variáveis na sua diferenciação (e.g. género, cultura, desempenho). Estudos realizados com adolescentes têm constatado que a PC das raparigas é inferior à dos rapazes (e.g. Chouinard & Roy, 2008). Contudo, estudos longitudinais mostram que este padrão de diferenças não é linear e se pode alterar. Chouinard e Roy (2008) verificaram que, ao longo do ensino secundário, os rapazes evidenciavam uma diminuição significativa nas suas crenças de eficácia. Da mesma forma, a investigação de Jacobs, Lanza, Osgood, Eccles, e Wigfield (2002), onde se seguiram alunos do 1.º ao 12.º ano, identificou existirem mais diferenças na PC, favorecendo o género masculino, nas fases iniciais da escolaridade, e uma redução dessas diferenças com a progressão na escolaridade. Por outro lado Pinxten, Marsh, De Fraine, Van Den Noortgate, e Van Damme (2014), com alunos do 3.º e 7.º ano, constataram não só diferenças, mas também um decréscimo da PC na matemática de rapazes e raparigas com a progressão na escolaridade. Este decréscimo também tinha sido identificado no estudo de Jacobs et al. (2002), mas mostrou-se mais acentuado nos rapazes conduzindo a uma diminuição das diferenças iniciais.

Em Portugal, a investigação também tem

encontrado diferenças na PC na matemática em função do género. Mata, Monteiro, e Peixoto (2012), com 1718 alunos do 5.º ao 12.º ano, identificaram uma PC superior para os rapazes, tendo o mesmo sido verificado posteriormente com alunos do 6.º e 8.º ano (Peixoto, Sanches, Mata, & Monteiro, 2017). No PISA (*Programme for International Student Assessment*, OECD, 2013), os resultados de Portugal também indicam existirem diferenças de género, tanto na autoeficácia como no autoconceito na matemática, favorecendo os rapazes.

As diferenças de género no que se refere à PC na matemática têm sido justificadas pela existência de estereótipos sociais e culturais (Chatard, Guimond, & Selimbegovic, 2007; Chouinard & Roy, 2008; Steffens, Jelenec, & Noack, 2010). A sociedade impõe às crianças papéis sociais e culturais distintos para rapazes e raparigas, criando-se expectativas diferenciadas consoante o género. Alguns estudos mostram que o estereótipo de que os rapazes são melhores do que as raparigas na matemática surge precocemente (Cvencek, Meltzoff, & Greenwald, 2011). Estes estereótipos têm-se mostrado preditores do autoconceito académico para as raparigas e não para os rapazes, considerando-se que aquelas são mais afetadas por este tipo de estereótipos (Steffens et al., 2010).

2. DESEMPENHO NA MATEMÁTICA EM FUNÇÃO DO GÉNERO

O desempenho na matemática e a sua diferenciação em função do género tem sido alvo de diversos estudos, embora nem sempre as suas conclusões sejam semelhantes (e.g. Lindberg, Hyde, Petersen, & Linn, 2010; Robinson & Lubienski, 2011).

Hyde, Lindberg, Linn, Ellis, e Williams (2008) estudaram o desempenho na matemática

de mais de 9 milhões de alunos, entre o 2.º e o 11.º ano de escolaridade. Os autores concluem sobre a não existência de diferenças de género em qualquer ano escolar, tendo somente constatado uma variância maior nos resultados, e uma ligeira tendência para os rapazes apresentarem melhor desempenho na matemática em questões que envolvam maior complexidade. Também Lindberg et al. (2010), numa meta-análise de 242 estudos com alunos desde o pré-escolar até à idade adulta, concluem que o desempenho de rapazes e raparigas na matemática é semelhante, embora identifiquem algumas diferenças marginais para os alunos mais velhos. A análise em função da dificuldade do conhecimento avaliado permitiu-lhes encontrar algumas evidências que favorecem os rapazes nas perguntas de maior dificuldade, à semelhança do referido por Hyde et al. (2008).

Pelo contrário, Robinson e Lubienski (2011) analisaram os dados de mais de 7000 crianças desde o jardim de infância (JI) até ao 8.º ano, encontrando diferenças no 1.º ano de escolaridade que favoreciam os rapazes, sendo estas especialmente evidentes entre o grupo de alunos com melhores classificações. Estas diferenças continuaram a aumentar entre o 1.º e o 3.º ano, mantendo-se estáveis entre o 3.º e o 5.º ano, mas no 8.º ano os rapazes continuavam a apresentar melhor desempenho a matemática.

Os resultados do PISA 2012 e 2015 (OECD, 2013, 2016) mostram, numa grande parte dos países participantes, incluindo Portugal, diferenças de género no desempenho na matemática de alunos de 15 anos, favorecendo os rapazes. Estas diferenças são mais acentuadas nos alunos com melhor desempenho. Já nos dados do TIMSS (*Trends in International Mathematics and Science Study*) de 2011 e 2015 (Mullis, Martin, Foy, & Arora, 2012; Mullis, Martin, Foy, & Hooper,

2016), direccionado para alunos mais novos (4.º e 8.º ano de escolaridade), globalmente não se verificaram diferenças nos resultados entre rapazes e raparigas. Contudo, apesar de em grande parte dos países não se verificarem diferenças, naqueles em que estas existiam, geralmente favoreciam os rapazes. Portugal só participou com alunos do 4.º ano e, enquanto em 2011 não se verificaram diferenças, em 2015 os rapazes apresentaram um desempenho superior por comparação com o desempenho das raparigas.

Os estudos que procuram identificar fatores que contribuem para as diferenças de género na matemática têm-se multiplicado e as explicações são várias. Há autores que argumentam com o facto de as capacidades espaciais serem diferenciadas, dando vantagens aos rapazes (e.g. Ganley & Vasilyeva, 2011). Outros autores centram-se em variáveis mais associadas às crenças ou aos aspetos afetivos. Niederle e Vesterlund (2010) argumentam que resultados diferentes nos testes não são o reflexo de competências matemáticas diferentes, antes o resultado da forma diferente como rapazes e raparigas lidam com a situação competitiva vivenciada em momentos de teste. Segundo estes autores, se a situação de avaliação não for sentida como competitiva, as diferenças de desempenho não se verificam.

Por outro lado, o facto de as raparigas serem mais afetadas pelos estereótipos de género (Chatard et al., 2007; Chouinard & Roy, 2008; Steffens et al., 2010) pode ser uma razão para o seu menor desempenho, além de poder estar relacionado com a baixa confiança nas suas competências na matemática comparativamente com os rapazes, mesmo quando apresentam um desempenho semelhante (OECD, 2015). Assim, a literatura tem mostrado consistentemente que as raparigas são menos confiantes e mais preocupadas com a matemática do

que os rapazes, sendo estas diferenças na autoconfiança preditoras do desempenho na matemática (Ganley & Lubieniski, 2016).

3. RELAÇÃO ENTRE PERCEÇÃO DE COMPETÊNCIA E DESEMPENHO NA MATEMÁTICA

Utilizando os resultados do TIMSS 2011 da Coreia, Yoo (2018) procurou analisar as variáveis ligadas aos professores e alunos que prediziam significativamente o desempenho na matemática. Entre as variáveis associadas aos alunos assumiram especial relevância um conjunto de indicadores de PC face à matemática, que o autor denominou de autoconfiança. Resultados semelhantes sobre o valor preditor da PC no desempenho dos alunos têm sido identificados por vários autores (Ferla, Valcke, & Schuyten, 2010; Klapp, 2018), apontando alguns resultados para o facto de esta ser uma relação recíproca (Ganley & Lubieniski, 2016; Marsh & Martin, 2011; Pinxten et al., 2014). É também neste sentido que aponta a meta-análise de Huang (2011) sobre 39 estudos onde foram encontradas relações significativas, médias e fortes entre autoconceito e desempenho académico e efeitos recíprocos entre estas duas variáveis, salientando o autor a importância de se usarem medidas específicas para os diferentes domínios estudados. Williams e Williams (2010) chegam às mesmas conclusões com os dados de uma amostra alargada de alunos de países participantes no PISA 2003, onde este determinismo recíproco também foi identificado em 26 dos 30 países participantes.

Apesar de numerosos estudos terem investigado a relação entre o desempenho e a PC na matemática, pouca informação existe sobre as diferenças de género nesta relação. Estudos com adolescentes (15-18 anos), que

apresentavam diferenças na PC favorecendo os rapazes mas não ao nível do desempenho, mostraram que a PC era um melhor preditor do desempenho na matemática nas raparigas do que nos rapazes (Else-Quest, Mineo, & Higgins, 2013; Ganley & Vasilyeva, 2011). Estudos realizados com alunos mais novos (8-13 anos) não encontraram diferenças nessa relação, tanto na presença (Pinxten et al., 2014) como na ausência (Erturan & Jansen, 2015) de diferenças de género na PC e no desempenho na matemática.

Face ao levantamento da literatura apresentado anteriormente, para este trabalho partimos de quatro aspetos centrais: (1) a investigação tem mostrado que, na adolescência, normalmente existem diferenças de género na PC na matemática favorecendo os rapazes (e.g. Jacobs et al., 2002; Mata et al., 2012; Pinxten et al., 2014); contudo, os estudos com alunos mais novos são poucos, não sendo claro quando precocemente surgem estas diferenças; (2) para poder concluir-se sobre diferenças de género na PC, as medidas utilizadas devem ser invariantes para as raparigas e os rapazes, de forma a assegurar que o constructo avaliado é o mesmo para ambos os grupos (Marôco, 2014); contudo, a maioria dos estudos sobre PC não confirma esta invariância; (3) a investigação também aponta, de um modo geral, para a ausência de diferenças de género no desempenho na matemática, embora se tenha verificado que o contexto cultural ou a complexidade das tarefas podem conduzir a diferenças favorecendo os rapazes (e.g. Hyde et al., 2008; Lindberg et al., 2010; Mullis et al., 2012, 2016; OECD, 2013, 2016); (4) as relações entre PC e desempenho na matemática são complexas e importantes para a compreensão dos resultados de rapazes e raparigas.

Com base nestes aspetos desenvolvemos dois estudos complementares (E1 e E2), com alunos

do 1.º ciclo, direcionados especificamente para a matemática, com os seguintes objetivos: 1 – analisar as características psicométricas de uma medida de PC para crianças na fase inicial da escolaridade (Escala de Percepção de Competência na Matemática para o 1.º Ciclo - EPCM) e testar a invariância de género desta medida (E1); 2 – analisar as diferenças de género da PC na matemática (E1 e E2); 3 – desenvolver um modelo explicativo sobre as relações entre PC e o desempenho e comparar essas relações segundo o género (E2).

4. ESTUDO 1

4.1 MÉTODO

Participaram 361 alunos, 234 alunos do 3.º ano e 127 do 4.º ano de escolaridade do 1.º ciclo do ensino básico de Portugal. Os participantes tinham entre 7 e 12 anos ($M = 8.80$, $DP = 0.79$). A proporção de alunos do género masculino (52.4%) e feminino (47.6%) foi semelhante.

Foi obtida a autorização escrita por parte da direção das escolas e dos encarregados de educação. Os dados foram recolhidos depois da fase de adaptação dos alunos à escola e aos professores, de forma a que as percepções dos alunos estivessem estruturadas. Por conveniência das escolas, a recolha decorreu no início do 3.º período, assegurando-se a confidencialidade dos dados e a participação voluntária dos alunos.

A PC na matemática foi avaliada através de um conjunto de cinco itens baseados em outros instrumentos onde este constructo é avaliado (Monteiro, Mata, & Peixoto, 2015; Peixoto et al., 2017). Os itens (apresentados na Figura 1) foram respondidos através de uma escala tipo Likert de cinco pontos (1 = nunca a 5 = sempre).

O *software* AMOS 24.0 foi utilizado para

testar a estrutura fatorial da EPCM, através de uma análise fatorial confirmatória (AFC), com o método de estimação *Maximum Likelihood* (ML). Para avaliar a qualidade do ajustamento global do modelo fatorial foram utilizados os seguintes índices e valores de referência (Marôco, 2014): valores não significativos de qui-quadrado (X^2); valores superiores a .95 no *Comparative Fit Index* (CFI), no *Goodness of Fit Index* (GFI), e no *Tucker-Lewis Index* (TLI); e valores inferiores a .06 no *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA). A fiabilidade compósita (composite reliability, CR) foi utilizada para avaliar a consistência interna do instrumento (Marôco, 2014).

Foi avaliada a invariância do modelo para identificar possíveis diferenças estruturais no instrumento, em função do género. O procedimento utilizado envolve a monitorização das mudanças significativas nos valores de qui-quadrado (ΔX^2) após a restrição dos pesos fatoriais (λ), interceptos (i), e covariâncias (cov), como descrito em Marôco (2014). Uma vez que o ΔX^2 é sensível ao tamanho da amostra, foram também observadas as mudanças de CFI (ΔCFI), como recomendado por Cheung e Rensvold (2002), considerando-se que a invariância do modelo está confirmada se os valores de ΔCFI foram inferiores a .01.

As comparações das médias do fator latente “Percepção de competência na matemática” em função do género foram realizadas utilizando modelos MIMIC (*Multiple Imputations and Multiple Causes*) como descrito em Marôco (2014), usando o grupo das raparigas como grupo de referência. A existência de diferenças entre a qualidade de ajustamento do modelo restrito (com coeficientes de regressão fixos) e do modelo não restrito (com coeficientes de regressão livres) foi considerado indicador de diferenças significativas entre as médias dos grupos.

4.2 RESULTADOS

O modelo fatorial da EPCM ajustado a uma amostra de 361 alunos revelou uma qualidade de ajustamento muito boa ($X^2(10) = 3.93$, $p = .560$; GFI = .996; TLI = 1.003; CFI = 1.00; RMSEA < .001, 90CI = [.000, .065], $p = .874$) e bons níveis de fiabilidade (CR = .85). Todos os itens apresentam pesos fatoriais adequados, superiores a .50 (Figura 1). O modelo constrito nos interceptos para os alunos do género feminino *versus* do género masculino apresentou valores de diferença de CFI de .01 que parecem indicar um ajustamento significativamente pior do que o modelo constrito com pesos fatoriais (Tabela 1). No entanto, os testes Z à igualdade dos coeficientes estruturais não detetaram diferenças significativas entre os coeficientes dos dois grupos, indicando que o modelo de medida não varia segundo o género.

As estimativas de regressão estandardizadas obtidas do modelo MIMIC utilizado para comparar as médias entre grupos mostram efeitos significativos do género na PC com um tamanho de efeito pequeno ($\beta = .15$, $b = .25$, $p = .009$) (Figura 1). Se fixarmos a trajetória Género \rightarrow PC, observamos que o modelo piora significativamente (Tabela 1), confirmando o efeito significativo do género na PC, com os rapazes a apresentar uma melhor PC na matemática do que as raparigas.

4.3 DISCUSSÃO

O objetivo deste primeiro estudo foi analisar as características psicométricas da EPCM, e comparar diferenças de género. Os resultados indicam que o modelo unidimensional testado para a PC em crianças do 1.º ciclo avaliado pelo EPCM se apresentou bem ajustado aos dados, com adequados níveis de fiabilidade, e

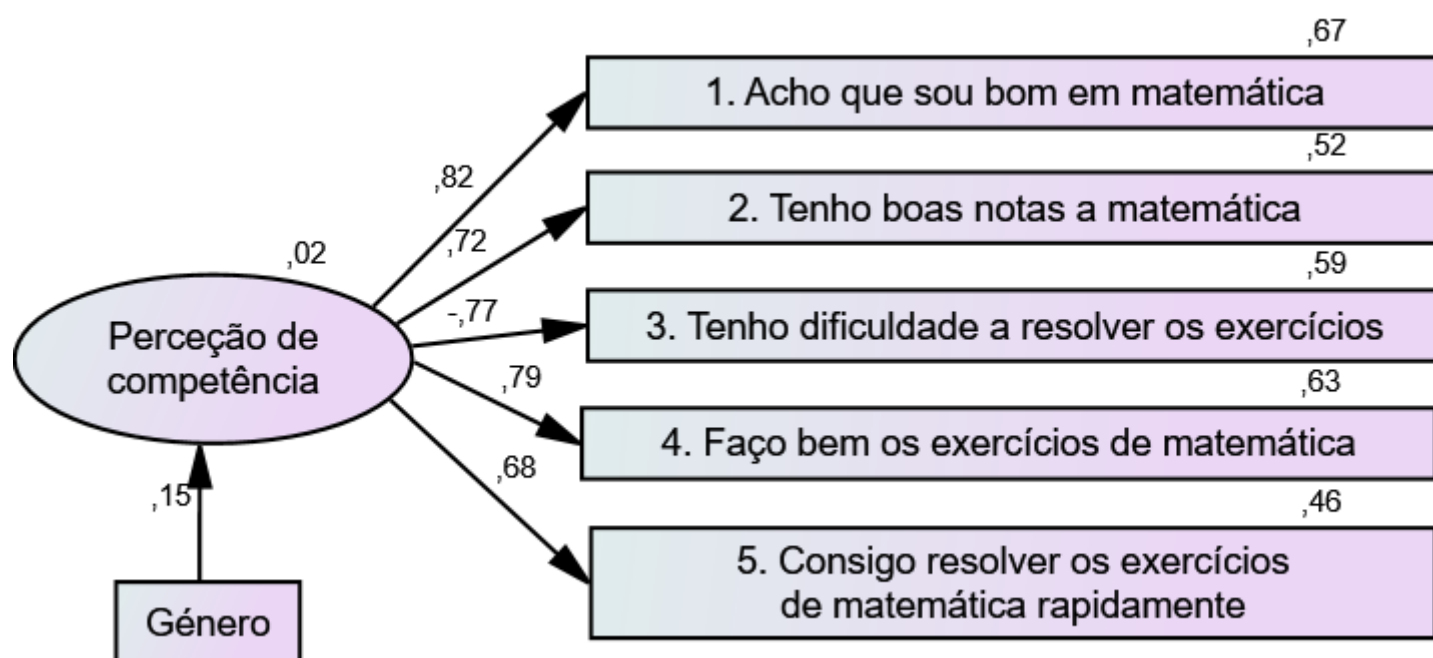


FIGURA 1. Modelo MIMIC, com parâmetros de estimação livres, para comparação de médias latentes de PC na matemática, em função do género (n = 361).

TABELA 1

Índice de Qualidade de Ajustamento para a Análise da Invariância de Género do Modelo da EPCM e para o Modelo MIMIC para Comparação de Médias Latentes de PC na Matemática em Função do Género

Invariância de género	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	p	CFI	Δ CFI	RMSEA	AIC
Com parâmetros livres	8.03	10			1.00		.000	68.03
Com pesos fatoriais fixos	10.90	14	2.86	.581	1.00	<.001	.000	62.90
Com interceptos fixos	26.51	19	15.61	.008	0.99	.010	.033	68.51
Com covariâncias fixas	26.88	20	0.37	.540	0.99	<.001	.031	66.88

Modelo MIMIC	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	p	CFI	Δ CFI	RMSEA	AIC
Com efeito de género fixo	19.31	10			.989		.051	41.309
Com efeito de género livre	12.60	9	6.71	.005	.996	.007	.033	36.596

invariante para o género.

Em coerência com os estudos apresentados na revisão da literatura, os nossos resultados, uma vez confirmada a invariância de género, evidenciam a existência de diferenças de género na PC na matemática nos alunos portugueses, com os rapazes a apresentarem uma melhor autoperceção do que as raparigas. Assim, é possível que, à semelhança de Cvencek et al. (2011), o estereótipo de que os rapazes são melhores na matemática esteja presente também na população portuguesa. É de salientar que este estereótipo, ao começar a desenvolver-se precocemente, poderá influenciar de modo diferente as autoperceções de rapazes e raparigas, mesmo antes de surgirem diferenças efetivas nos seus resultados académicos. Steffens et al. (2010), por exemplo, verificaram que este

estereótipo já era evidente nas raparigas logo aos 9 anos de idade e mostrou-se preditor do autoconceito académico para as raparigas e não para os rapazes. Os autores observaram que este estereótipo se acentuava na adolescência para as raparigas, enquanto para os rapazes, de um modo geral, não era muito evidente. Igualmente, Chatard et al. (2007) observaram que as raparigas subestimavam o seu desempenho na matemática e os rapazes o seu desempenho em artes, e isto era tanto mais evidente quanto mais elevados os seus estereótipos prévios. Assim, os alunos parecem desenvolver perceções sobre o seu desempenho académico consistentes com os seus estereótipos.

5. ESTUDO 2

Uma vez que encontrámos diferenças de PC na matemática em função do género, neste segundo estudo procurámos determinar a relação entre a PC e o desempenho na matemática e testar as diferenças de género nesta relação.

5.1 MÉTODO

Participaram 79 alunos do 3.º ano do ensino básico português, com idades entre 7 e 10 anos ($M = 8.05$, $DP = 0.32$), sendo 55.7% do género masculino e 44.3% do género feminino.

Os procedimentos foram semelhantes aos do Estudo 1. Uma vez que queremos determinar se a PC na matemática é preditora do desempenho dos alunos neste domínio, a PC foi avaliada no início do 2.º período e os dados relativos ao desempenho na matemática foram recolhidos no final desse período. Optou-se por fazer a recolha de dados neste período de forma a que as percepções dos alunos já estivessem estruturadas e por conveniência das escolas.

Para avaliar o desempenho dos alunos na matemática foram utilizadas as classificações do teste final do 2.º período e a avaliação sumativa dada pelos professores, para cada uma das competências-base na matemática exigidas para aquele período letivo: números e operações, geometria, resolução de problemas e organização de dados. Os resultados da AFC destas variáveis sugere uma boa qualidade de ajustamento ($X^2(4) = 5.945$, $p = .203$; $GFI = .970$; $TLI = .993$; $CFI = .992$; $RMSEA = .079$, $90CI = [.000, .202]$, $p = .291$) e consistência interna adequada ($CR = .93$). Estes dados sugerem um fator latente (desempenho na matemática) representativo das variáveis observadas neste estudo. O modelo é invariante para rapazes e raparigas ($\Delta X^2_\lambda(4) =$

1.267 , $p = .867$, $\Delta CFI_i = .008$; $\Delta X^2_i(5) = 3.05$, $p = .692$, $\Delta CFI_i = .005$; $\Delta X^2_{Cov}(1) = 0.576$, $p = .448$, $\Delta CFI_i = .001$).

Utilizámos o subteste de Raciocínio Numérico (RN) da ECNI (Escala Coletiva de Nível Intelectual - Miranda, 1983) para avaliar as capacidades numéricas dos alunos como variável de controlo. Esta subescala consiste em oito itens com séries numéricas que os alunos devem completar. A cotação dicotómica dos itens (um ponto por resposta correta), através dos métodos de bipartição e KR20, revela uma elevada consistência interna (superior a 0.76) (Loureiro, Ferrão, Simões, Tavares, & Teles, 2006).

O modelo de relação entre a PC e o desempenho na matemática foi avaliado com o *software* AMOS (v. 24.0), utilizando o método de estimação ML, como descrito em Marôco (2014). A qualidade do modelo foi avaliada com os índices de qualidade de ajustamento e respetivos valores de referência utilizados no Estudo 1.

Para testar as diferenças do modelo entre rapazes e raparigas foi comparado o modelo não restrito *vs.* modelos com pesos fatoriais (λ), covariâncias (*cov*), e coeficientes estruturais (β) fixos e iguais nos dois grupos. A significância estatística das diferenças dos dois modelos foi avaliada através da ΔX^2 e ΔCFI como descrito no Estudo 1.

A comparação das médias dos fatores latentes “Perceção de competência na matemática”, “Desempenho na matemática” e “Raciocínio numérico” em rapazes e raparigas foi analisada utilizando modelos MIMIC como descrito no Estudo 1, usando o grupo das raparigas como grupo de referência.

5.2 RESULTADOS

O modelo da relação dos fatores latentes sob estudo revelou uma qualidade de ajustamento

muito boa ($X^2(41) = 1.19$, $p = .185$; GFI = .901; TLI = .979; CFI = .984; RMSEA = .050, 90CI = [.000, .096], $p = .474$), sendo que o RN e a PC explicam 42% da variância no desempenho na matemática. Todas as trajetórias são significativas, com a PC a apresentar um efeito positivo moderado no desempenho ($\beta = .51$, $b = .426$, $SE = 0.096$, $p < .001$) e o RN a apresentar um efeito pequeno no desempenho ($\beta = .28$, $b = .198$, $SE = 0.069$, $p = .004$) e na PC ($\beta = .27$, $b = .198$, $SE = 0.096$, $p = .018$). O modelo é invariante para rapazes e raparigas (ver Tabela 2), indicando que a relação entre a PC e o desempenho é semelhante nos dois grupos: uma PC mais

elevada no início do período é preditor de um melhor desempenho no final do período tanto para os rapazes como para as raparigas.

As estimativas de regressão estandardizadas obtidas no modelo MIMIC utilizado para comparar as médias latentes entre grupos (Figura 2) mostram efeitos significativos moderados do género ($\beta = .39$, $b = .64$, $p < .001$) na PC na matemática, com os rapazes a apresentar uma média mais alta. O modelo restrito apresenta uma qualidade significativamente pior (Tabela 2), confirmando a existência de diferenças significativas de género. As estimativas de

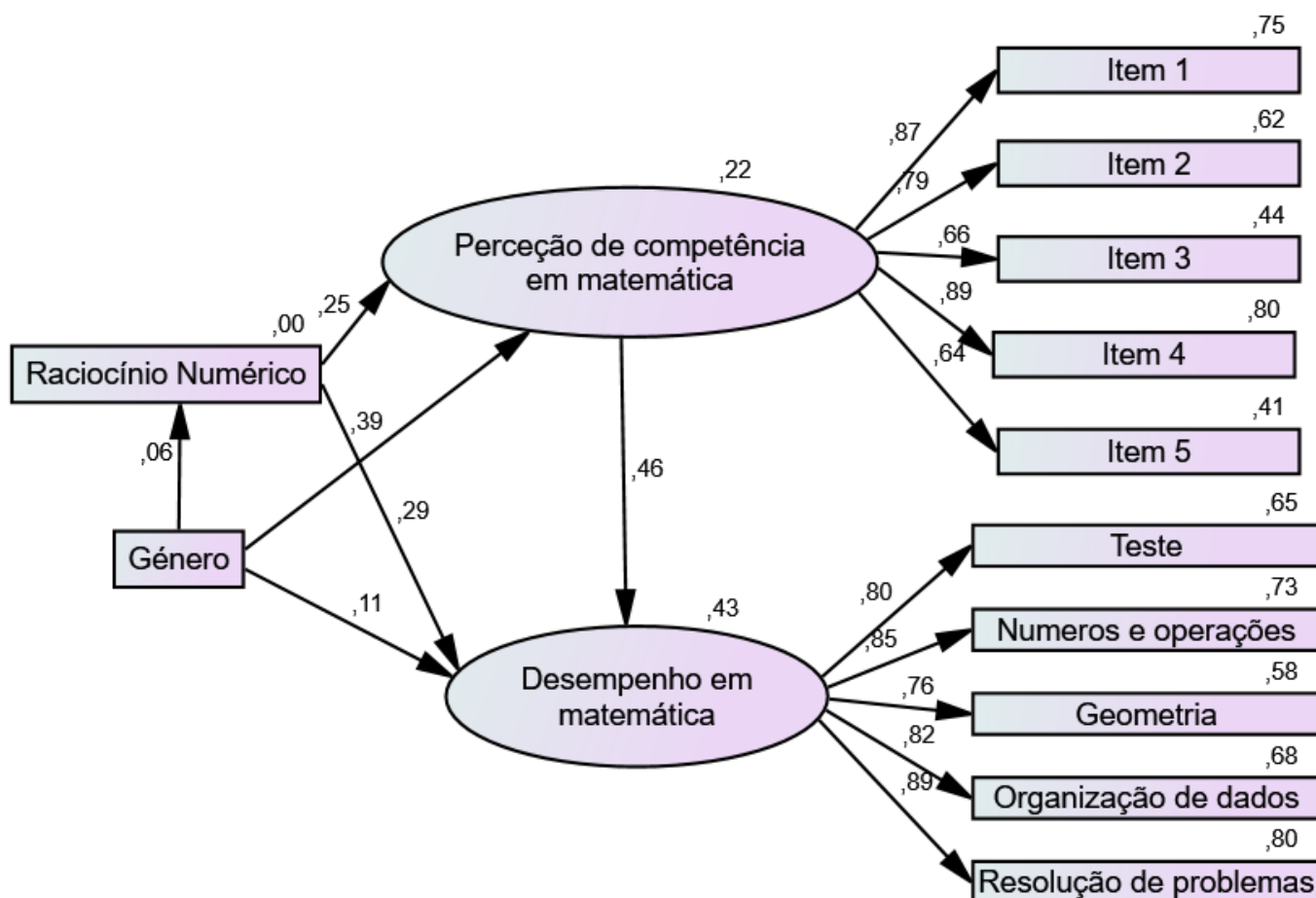


FIGURA 2. Modelo MIMIC, com parâmetros de estimação livres, para comparação de médias latentes de percepção de competência, de raciocínio numérico e de desempenho na matemática em função do género ($n = 79$) ($X^2(49) = 57.976$, $p = .178$; GFI = .896; TLI = .977; CFI = .983; RMSEA = .048, 90CI = [.000, .092], $p = .494$).

TABELA 2

Índice de Qualidade de Ajustamento para a Análise da Invariância de Género do Modelo Explicativo da Relação entre PC e Desempenho na Matemática e Modelos MIMIC para Comparação de Médias Latentes do Raciocínio Numérico, PC e Desempenho na Matemática em Função do Género

Invariância de género	X^2	df	ΔX^2	p	CFI	ΔCFI	RMSEA	AIC
Com parâmetros livres	8.03	10			1.00		.000	68.03
Com pesos fatoriais fixos	10.90	14	2.86	.581	1.00	< .01	.000	62.90
Com interceptos fixos	26.51	19	15.61	.008	0.99	.01	.033	68.51
Com covariâncias fixas	26.88	20	0.37	.540	0.99	< .01	.031	66.88
Modelo MIMIC	X^2	df	ΔX^2	p	CFI	ΔCFI	RMSEA	AIC
Género → DM fixo	72.14	52			.961		.070	124.145
Género → RN fixo								
Género → PC fixo								
Género → DM fixo	59.46	51	12.68	< .001	.984	.023	.046	113.465
Género → RN fixo								
Género → PC livre								
Género → DM fixo	71.88	51	0.26	.687	.960	.001	.072	125.88
Género → RN livre								
Género → PC fixo								
Género → DM livre	70.34	51	1.8	.120	.963	.002	.070	124.341
Género → RN fixo								
Género → PC fixo								

Nota. DM = Desempenho na matemática; PC = Perceção de competência na matemática; RN = Raciocínio numérico.

regressão das trajetórias do Género → Raciocínio Numérico e do Género → Desempenho não são significativas e os modelos restritos não pioram significativamente, pelo que podemos concluir que não há diferenças de género ao nível do raciocínio numérico e do desempenho académico na matemática.

5.3 DISCUSSÃO

O objetivo do Estudo 2 foi avaliar, por um lado, a relação entre a PC e o desempenho na matemática, e, por outro, testar as diferenças de género nesta relação. Os resultados indicam que: 1) existe uma relação positiva significativa entre a PC e o desempenho quando analisamos todos os sujeitos em estudo. Estes dados corroboram os encontrados por Ferla et al. (2010) e Klapp (2018). Quando analisamos as diferenças de género constata-se que 2) ao nível da PC, os rapazes apresentam valores mais elevados do que as raparigas, à semelhança dos que Jacobs et al. (2002) observaram. Em termos de desempenho 3) não foram encontradas diferenças significativas entre rapazes e raparigas, reforçando as conclusões do estudo de Hyde et al. (2008). Constatou-se ainda que 4) a relação entre PC e desempenho é idêntica nos dois grupos.

Assim, se a PC difere nos rapazes e nas raparigas (2) mas o seu desempenho é semelhante (3), seria de esperar que a relação entre PC e desempenho fosse diferente, tal como encontraram Else-Quest et al. (2013) e Ganley e Vasilyeva (2011). Por outro lado, se a PC é um preditor positivo do desempenho (1) e se a relação entre PC e desempenho é semelhante para os dois géneros (4), seria de esperar que rapazes e raparigas tivessem PC e desempenho semelhantes (Erturan & Jansen, 2015), ou que ambas as variáveis fossem diferentes para os dois géneros (Pinxten et

al., 2014). No entanto, nenhuma das situações apresentadas aconteceu no nosso estudo.

Uma possível explanação poderá residir, tal como referimos anteriormente, na existência de estereótipos de género na matemática, mesmo em idades bastante precoces. Todavia, estes resultados podem ser explicados também através do modelo de referência interna/externa (Möller, Pohlmann, Berlin, & Marsh, 2009). Este modelo postula que o autoconceito numa determinada disciplina escolar é formado com base em dois referenciais: um referencial externo, em que os alunos comparam o seu desempenho numa disciplina com o obtido pelos seus colegas, e um referencial interno, em que comparam o seu desempenho numa disciplina com o obtido por eles próprios noutras disciplinas. Prevê-se, deste modo, uma correlação positiva entre o desempenho numa disciplina e o autoconceito nessa área de conteúdo e uma correlação negativa com o autoconceito de outra disciplina. Este modelo pode, assim, justificar a existência de diferentes perceções de competência na matemática entre rapazes e raparigas que apresentam o mesmo desempenho nessa área de conteúdo. Concretamente, as raparigas poderão ter um melhor desempenho noutra disciplina (por exemplo, em português) e, conseqüentemente, a sua perceção de competência na matemática será menor do que a dos rapazes com uma perceção de competência mais baixa em português.

Na sua relação com o desempenho, a baixa PC pode desencadear e ativar algumas variáveis motivacionais, nomeadamente o esforço, a persistência e o valor atribuído às tarefas de matemática, de forma a proteger a sua autoestima (Harter, 1999), facilitando um equilíbrio entre a PC e o valor da importância atribuída àquele domínio específico do autoconceito. Na realidade, são vários os

estudos que referem que a motivação para a aprendizagem desempenha um papel muito importante na relação entre percepção de competência e desempenho académico. Pinxten et al. (2014), por exemplo, observaram que os alunos que se percecionavam como menos competentes reportavam dedicar um maior esforço às atividades na matemática. Podemos inferir que o facto de as raparigas se percecionarem como menos competentes na matemática impele-as a trabalharem mais e a envolverem-se mais nas tarefas de matemática (Brown & Kanyongo, 2010) obtendo um desempenho académico semelhante ao dos rapazes, mitigando assim a lacuna que existia entre rapazes e raparigas ao nível da PC na matemática (Ertl, Luttenberger, & Paechter, 2017). Também no estudo realizado por Mata et al. (2012) com alunos do ensino básico, os autores constataram que raparigas e rapazes tinham desempenhos iguais e as raparigas percecionavam-se como menos competentes; contudo, atribuíam mais valor à matemática. O elevado valor atribuído à aprendizagem da matemática poderá refletir um desejo de aprender e, concomitantemente, um desejo para atingir os seus objetivos. Como resultado, as raparigas irão ser mais persistentes e esforçar-se-ão mais, de forma a obterem melhores resultados (Brown & Kanyongo, 2010), podendo este processo motivacional explicar a ausência de diferenças de género em termos de desempenho.

Acrescentamos ainda que este padrão de resultados pode ser igualmente explicado pelo facto de as raparigas tendencialmente sentirem uma grande necessidade de aprovação por parte dos adultos (Else-Quest, Hyde, & Linn, 2010). Ou seja, as raparigas trabalham bastante para conseguirem, em termos académicos, agradar aos pais e professores e não desapontar os adultos. Nesta lógica, isso irá fazer com que elas se sintam

mais motivadas para realizar as tarefas, mesmo que por razões extrínsecas (Else-Quest et al., 2010). De facto, em muitos sistemas educativos, as raparigas obtêm melhores classificações académicas comparativamente aos rapazes, quando controlada a habilidade, em parte porque as raparigas demonstram mais interesse no processo de aprendizagem (Klapp, 2018; Klapp & Cliffordson, 2009). Assim, em futuros estudos será relevante comprovar estas hipóteses, avaliando não só a PC e o desempenho, como incluindo variáveis como a percepção do esforço e a motivação dos alunos para estudar matemática.

CONCLUSÕES

Os dados apresentados neste estudo contribuíram para ampliar o conhecimento que existe sobre a formação da percepção de competência em crianças do ensino básico. Especificamente, é apresentado um instrumento (EPCM) com características psicométricas robustas apropriadas para a avaliação da PC na matemática. Esta investigação contribui para uma melhor compreensão do efeito do género na relação entre PC e desempenho na matemática. Constatou-se que esta relação é complexa, podendo existir vários fatores que poderão estar na base da explicação da relação entre aqueles constructos. Seria interessante estudar de forma aprofundada quais os processos utilizados pelas crianças nesta faixa etária na formação de PC em outros domínios específicos. É também recomendável que em estudos futuros se faça uma procura detalhada dos aspetos motivacionais ligados à criança que poderão estar envolvidos na relação entre PC e desempenho.

Em novas pesquisas, seria produtivo examinar o percurso desenvolvimental destas relações e incluir preditores cognitivos e afetivos como as capacidades espaciais e as

emoções de prazer e ansiedade associados à matemática. A PC, nesta faixa etária, vai-se construindo através das múltiplas interações dos sujeitos com o meio envolvente e ao longo do tempo. A qualidade do clima de escola, a relação com os pares e com os pais irão ser muito importantes no desenvolvimento da sua autopercepção. Desta forma, vários fatores poderão afetar a formação da PC, inclusivamente o desempenho académico prévio. Identificar esses fatores e intervir nos que têm um efeito negativo contribuirá para uma PC mais positiva (Timmerman, Toll, & Van Luit, 2017). Da mesma forma, examinar a relação entre estes preditores e o desempenho na matemática em rapazes e raparigas ao longo dos anos escolares poderá fornecer uma visão mais precisa dos processos subjacentes que levam a diferenças posteriores no desempenho na matemática como os identificados nas provas do PISA (OECD, 2013, 2016).

Os resultados deste estudo levam-nos a refletir sobre o efeito que os pais e professores têm na construção da PC na matemática das raparigas, tornando-se necessário sensibilizar e consciencializar os pais e, sobretudo, os professores para a existência desses estereótipos sociais e dos seus efeitos nefastos, contribuir para a sua desconstrução e ajudar os professores a encontrar estratégias pedagógicas promotoras de oportunidades para as raparigas vivenciarem experiências positivas em relação à matemática que não reforcem o estereótipo social (Ertl et al., 2017). Estimular os sentimentos e crenças dos alunos relativamente às suas reais competências na matemática poderia levar, no caso das raparigas, a um maior prazer e satisfação na realização das tarefas de matemática.

Uma forma de aumentar a percepção de competência dos alunos é ajustar a dificuldade dos exercícios às suas competências, de modo a que não sejam sentidos nem como muito difíceis

nem como muito fáceis. Para além disso, pode ser importante um enfoque em estratégias que conduzam à percepção de climas de sala de aula colaborativos e não competitivos, uma vez que os ambientes competitivos têm demonstrado dificultar o desempenho das alunas (Niederle & Vesterlund, 2010). Neste sentido o tipo de *feedback* utilizado pelos professores é bastante relevante, não devendo ser dirigido às capacidades dos alunos, pois assim poderá induzir a ideia de que as competências na matemática são fixas. Em alternativa, o *feedback* utilizado deve comunicar que estas habilidades são maleáveis e dependem do seu esforço (Erturan & Jansen, 2015). É importante ajudar os alunos a autoavaliarem-se, providenciando oportunidades de organizar a sua aprendizagem e chamando a atenção para a importância da prática e do esforço, desenvolvendo a sua autoconfiança (Hattie, 2012). Utilizando estratégias diversificadas e que se direcionem intencionalmente para a promoção da autoconfiança, autorregulação e autopercepção de competência ajustada, os professores poderão facilitar o atenuar das diferenças muitas vezes originadas por estereótipos sociais de género.

FINANCIAMENTO

Este estudo foi financiado pela FCT – Fundação para a Ciência e Tecnologia: Projeto PTDC/MHC-CED/1680/2014 e UID/CED/04853/2016.

REFERÊNCIAS

- Bandura, A. (1993). Perceived self-efficacy in cognitive development and functioning. *Educational Psychologist*, 28(2), 117–148. [doi:10.1207/s15326985ep2802_3](https://doi.org/10.1207/s15326985ep2802_3)
- Bong, M., & Skaalvik, E. M. (2003). Academic self-concept and self-efficacy: How different

- are they really? *Educational Psychology Review*, 15(1), 1–40. [doi:10.1023/A:1021302408382](https://doi.org/10.1023/A:1021302408382)
- Brown, L. I., & Kanyongo, G. Y. (2010). Gender differences in mathematics performance in Trinidad and Tobago: Examining affective factors. *International Electronic Journal of Mathematics Education*, 5(3), 113–130.
- Chatard, A., Guimond, S., & Selimbegovic, L. (2007). “How good are you in math?”. The effect of gender stereotypes on students’ recollection of their school marks. *Journal of Experimental Social Psychology*, 43(6), 1017–1024. [doi:10.1016/j.jesp.2006.10.024](https://doi.org/10.1016/j.jesp.2006.10.024)
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233–255. [doi:10.1207/S15328007SEM0902_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Chouinard, R., & Roy, N. (2008). Changes in high-school students’ competence beliefs, utility value and achievement goals in mathematics. *British Journal of Educational Psychology*, 78(1), 31–50. [doi:10.1348/000709907X197993](https://doi.org/10.1348/000709907X197993)
- Cvencek, D., Meltzoff, A. N., & Greenwald, A. G. (2011). Math-gender stereotypes in elementary school children. *Child Development*, 82(3), 766–779. [doi:10.1111/j.1467-8624.2010.01529.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2010.01529.x)
- Else-Quest, N. M., Hyde, J. S., & Linn, M. C. (2010). Cross-national patterns of gender differences in mathematics: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 135, 103–127. [doi:10.1037/a0018053](https://doi.org/10.1037/a0018053)
- Else-Quest, N. M., Mineo, C. C., & Higgins, A. (2013). Math and science attitudes and achievement at the intersection of gender and ethnicity. *Psychology of Women Quarterly*, 37(3), 293–309. [doi:10.1177/0361684313480694](https://doi.org/10.1177/0361684313480694)
- Ertl, B., Luttenberger, S., & Paechter, M. (2017). The impact of gender stereotypes on the self-concept of female students in STEM subjects with an under-representation of females. *Frontiers in Psychology*, 8, 703. [doi:10.3389/fpsyg.2017.00703](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00703)
- Erturan, S., & Jansen, B. (2015). An investigation of boys’ and girls’ emotional experience of math, their math performance, and the relation between these variables. *European Journal of Psychology of Education*, 30(4), 421–435. [doi:10.1007/s10212-015-0248-7](https://doi.org/10.1007/s10212-015-0248-7)
- Ferla, J., Valcke, M., & Schuyten, G. (2010). Judgments of self-perceived academic competence and their differential impact on students’ achievement motivation, learning approach, and academic performance. *European Journal of Psychology of Education*, 25(4), 519–536. [doi:10.1007/s10212-010-0030-9](https://doi.org/10.1007/s10212-010-0030-9)
- Ganley, C. M., & Lubinski, S. T. (2016). Mathematics confidence, interest, and performance: Examining gender patterns and reciprocal relations. *Learning and Individual Differences*, 47, 182–193. [doi:10.1016/j.lindif.2016.01.002](https://doi.org/10.1016/j.lindif.2016.01.002)
- Ganley, C. M., & Vasilyeva, M. (2011). Sex differences in the relation between math performance, spatial skills, and attitudes. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 32(4), 235–242. [doi:10.1016/J.APPDEV.2011.04.001](https://doi.org/10.1016/J.APPDEV.2011.04.001)
- Harter, S. (1999). *The construction of the self*. New York: Guilford Press.
- Hattie, J. (2012). *Visible learning for teachers. Maximizing impact on learning*. New York: Routledge.
- Huang, C. (2011). Self-concept and academic achievement: A meta-analysis of longitudinal relations. *Journal of School Psychology*, 49, 505–528. [doi:10.1016/j.jsp.2011.07.001](https://doi.org/10.1016/j.jsp.2011.07.001)
- Hyde, J. S., Lindberg, S. M., Linn, M. C., Ellis, A. B., & Williams, C. C. (2008). Diversity: Gender similarities characterize math performance. *Science*, 321(5888), 494–495. [doi:10.1126/science.1160364](https://doi.org/10.1126/science.1160364)

- Jacobs, J. E., Lanza, S., Osgood, D. W., Eccles, J. S., & Wigfield, A. (2002). Changes in children's self-competence and values: Gender and domain differences across grades one through twelve. *Child Development*, 73(2), 509–527. [doi:10.1111/1467-8624.00421](https://doi.org/10.1111/1467-8624.00421)
- Klapp, A. (2018). Does academic and social self-concept and motivation explain the effect of grading on students' achievement? *European Journal of Psychology of Education*, 33, 355–376. [doi:10.1007/s10212-017-0331-3](https://doi.org/10.1007/s10212-017-0331-3)
- Klapp, A., & Cliffordson, C. (2009). Effects of student characteristics on grades in compulsory school. *Educational Research and Evaluation*, 15(1), 1–23. [doi:10.1080/13803610802470425](https://doi.org/10.1080/13803610802470425)
- Lindberg, S. M., Hyde, J. S., Petersen, J. L., & Linn, M. C. (2010). New trends in gender and mathematics performance: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 136(6), 1123–1135. [doi:10.1037/a0021276](https://doi.org/10.1037/a0021276)
- Loureiro, M. J., Ferrão, M. E., Simões, F., Tavares, A., & Teles, J. (2006). A Escala Colectiva de Nível Intelectual (ECNI) revisitada a propósito de uma investigação sobre eficácia escolar no ensino da matemática. In C. Machado, L. Almeida, M. Gonçalves, M. Adelina, & V. Ramalho (Eds.), *XI Conferência Internacional da Avaliação Psicológica. Formas e Contextos* (pp. 341–348). Braga, Portugal: Psiquilibrios.
- Marôco, J. (2014). *Análise de equações estruturais. Fundamentos teóricos, software e aplicações*. Pêro Pinheiro, Portugal: ReportNumber.
- Marsh, H. W., & Martin, A. J. (2011). Academic self-concept and academic achievement: Relations and causal ordering. *British Journal of Educational Psychology*, 81(1), 59–77. [doi:10.1348/000709910X503501](https://doi.org/10.1348/000709910X503501)
- Marsh, H. W., Trautwein, U., Lüdtke, O., Köller, O., & Baumert, J. (2006). Integration of multidimensional self-concept and core personality constructs: Construct validation and relations to well-being and achievement. *Journal of Personality*, 74(2), 403–456. [doi:10.1111/j.1467-6494.2005.00380.x](https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2005.00380.x)
- Mata, L., Monteiro, V., & Peixoto, F. (2012). Attitudes towards mathematics: Effects of individual, motivational, and social support factors. *Child Development Research*, 2012, ID 876028. [doi:10.1155/2012/876028](https://doi.org/10.1155/2012/876028)
- Mathew, J. S. (2017). Self-perception and academic achievement. *Indian Journal of Science and Technology*, 14(14), 1–6. [doi:10.17485/ijst/2017/v10i14/107586](https://doi.org/10.17485/ijst/2017/v10i14/107586)
- Miranda, M. J. (1983). *Manual da Escala Colectiva de Nível Intelectual (ECNI): Aferição para Portugal*. Lisboa: INIC.
- Möller, J., Pohlmann, B., Berlin, H., & Marsh, H. W. (2009). A meta-analytic path analysis of the internal/external frame of reference model of academic achievement and academic self-concept. *Review of Educational Research*, 79(3), 1129–1167. [doi:10.3102/0034654309337522](https://doi.org/10.3102/0034654309337522)
- Monteiro, V., Mata, L., & Peixoto, F. (2015). Intrinsic Motivation Inventory: Psychometric properties in the context of first language and mathematics learning. *Psicologia, Reflexão e Crítica*, 28(3), 434–443. [doi:10.1590/1678-7153.201528302](https://doi.org/10.1590/1678-7153.201528302)
- Mullis, I., Martin, M. O., Foy, P., & Arora, A. (2012). *TIMSS 2011 international results in mathematics*. Chestnut Hill, MA: TIMSS & PIRLS International Study Center, Boston College.
- Mullis, I., Martin, M. O., Foy, P., & Hooper, M. (2016). *TIMSS 2015 international results in mathematics*. Chestnut Hill, MA: TIMSS & PIRLS International Study Center at Boston College.
- Niederle, M., & Vesterlund, L. (2010). Explaining the gender gap in math test scores: The role of competition. *Journal*

- of *Economic Perspectives*, 24(2), 129–144. doi:10.1257/jep.24.2.129
- OECD. (2013). *Ready to learn: Students' engagement, drive and self-beliefs* (Vol. III, pp. 79–104). Paris: OECD Publishing.
- OECD. (2015). *The ABC of gender equality in education: Aptitudes, behaviour, confidence, PISA*. Paris: OECD Publishing.
- OECD. (2016). *PISA 2015 results* (Volume I): Excellence and equity in education (pp. 175–200). Paris: OECD Publishing.
- Peixoto, F., Sanches, C., Mata, L., & Monteiro, V. (2017). "How do you feel about math?": Relationships between competence and value appraisals, achievement emotions and academic achievement. *European Journal of Psychology of Education*, 32(3), 385–405. doi:10.1007/s10212-016-0299-4
- Pinxten, M., Marsh, H. W., De Fraine, B., Van Den Noortgate, W., & Van Damme, J. (2014). Enjoying mathematics or feeling competent in mathematics? Reciprocal effects on mathematics achievement and perceived math effort expenditure. *British Journal of Educational Psychology*, 84(1), 152–174. doi:10.1111/bjep.12028
- Robinson, J. P., & Lubinski, S. T. (2011). The development of gender achievement gaps in mathematics and reading during elementary and middle school: Examining direct cognitive assessments and teacher ratings. *American Educational Research Journal*, 48(2), 268–302. doi:10.3102/0002831210372249
- Steffens, M. C., Jelenec, P., & Noack, P. (2010). On the leaky math pipeline: Comparing implicit math-gender stereotypes and math withdrawal in female and male children and adolescents. *Journal of Educational Psychology*, 102(4), 947–963. doi:10.1037/a0019920
- Timmerman, H. L., Toll, S. W. M., & Van Luit, J. E. H. (2017). The relation between math self-concept, test and math anxiety, achievement motivation and math achievement in 12 to 14-year-old typically developing adolescents. *Psychology Society & Education*, 9(1), 89–103. doi:10.25115/psye.v9i1.465
- Williams, T., & Williams, K. (2010). Self-efficacy and performance in mathematics: Reciprocal determinism in 33 nations. *Journal of Educational Psychology*, 102(2), 453–466. doi:10.1037/a0017271
- Yeung, A. S. (2011). Student self-concept and effort: gender and grade differences. *Educational Psychology*, 31(6), 749–772. doi:10.1080/01443410.2011.608487
- Yoo, J. E. (2018). TIMSS 2011 student and teacher predictors for mathematics achievement explored and identified via Elastic Net. *Frontiers in Psychology*, 9, 317. doi:10.3389/fpsyg.2018.00317

PERCEIVED COMPETENCE AND MATH ACHIEVEMENT IN ELEMENTARY SCHOOL STUDENTS

ABSTRACT

Perceived competence (PC) has been an important issue in understanding students' achievement in mathematics. We developed two studies (E1, E2), whose objectives were: 1) to analyze the psychometric characteristics of the PC in Mathematics Scale (EPCM) for elementary students (E1); 2) to analyze an explanatory model of the relation between PC and achievement and to compare averages according to gender (E2). E1 enrolled 361 third and fourth grade students (52.4% boys). We used confirmatory factor analysis to examine the EPCM structure and gender invariance. In E2, 79 students from the third grade (55.7% boys) participated. Achievement was calculated using teacher reports and test scores. To test the relationship between PC

and performance, we used structural equation modeling. The results indicated that the EPCM presents good psychometric characteristics and gender invariance. We also found a significant relationship between PC and students' math achievement. Differences in PC were observed in both studies, with girls showing lower PC than boys, despite their performance being similar. The results indicate that gender differences, identified in previous studies with adolescents, appear early in schooling.

KEYWORDS: Perceived competence; Academic achievement; Mathematics; Elementary school; Gender

PERCEPCIÓN DE COMPETENCIA Y RENDIMIENTO ESCOLAR EN MATEMÁTICA EN LOS ESTUDIANTES DE 1.º CICLO DE EDUCACIÓN BÁSICA

RESUMEN

La percepción de competencias (PC) es una variable importante para la comprensión del rendimiento escolar de los alumnos en matemática. Desarrollamos dos estudios (E1, E2) cuyos objetivos fueron: 1) analizar las características psicométricas de la Escala de PC en Matemática (EPCM) para el 1.º ciclo

de Educación Básica (E1); e 2) analizar un modelo explicativo de la relación entre PC y rendimiento y comparar medias según género (E2). En el E1 participaron 361 alumnos de 3.º y 4.º grado (52.4% masculino). Se realizó un análisis factorial confirmatorio para examinar la estructura de la EPCM y la invariancia de género. En el E2 participaron 79 alumnos de 3.º grado (55.7% masculino). El rendimiento fue calculado utilizando las notas de los profesores y de una prueba. La relación entre la PC y el rendimiento académico fue evaluada utilizando análisis de ecuaciones estructurales. Los resultados indican que la EPCM mostró buenas características psicométricas y invariancia de género. Además, se constató que existe una relación significativa entre PC y rendimiento matemático. Diferencias en la PC se observaron en ambos estudios, con las niñas mostrando menor PC, aunque su rendimiento fue semejante. Los resultados indican que las diferencias de género, identificadas en estudios previos con adolescentes, surgen precozmente en la escolaridad.

PALABRAS CLAVE: Percepción de competencia; Rendimiento académico; Matemática; Educación básica; Género

ⁱ Centro de Investigação em Educação (CIE), ISPA – Instituto Universitário. ORCID: 0000-0002-4973-9311

ⁱⁱ Departamento de Psicologia da Educação & Centro de Investigação em Educação (CIE), ISPA – Instituto Universitário. ORCID: 0000-0001-8645-246X

ⁱⁱⁱ Departamento de Psicologia da Educação & Centro de Investigação em Educação (CIE), ISPA – Instituto Universitário. ORCID: 0000-0002-4250-7040

^{iv} Centro de Investigação em Educação (CIE), ISPA – Instituto Universitário. ORCID: 0000-0003-2102-6552

^v Departamento de Psicologia da Educação, ISPA – Instituto Universitário. ORCID: 0000-0002-7014-4865